



**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

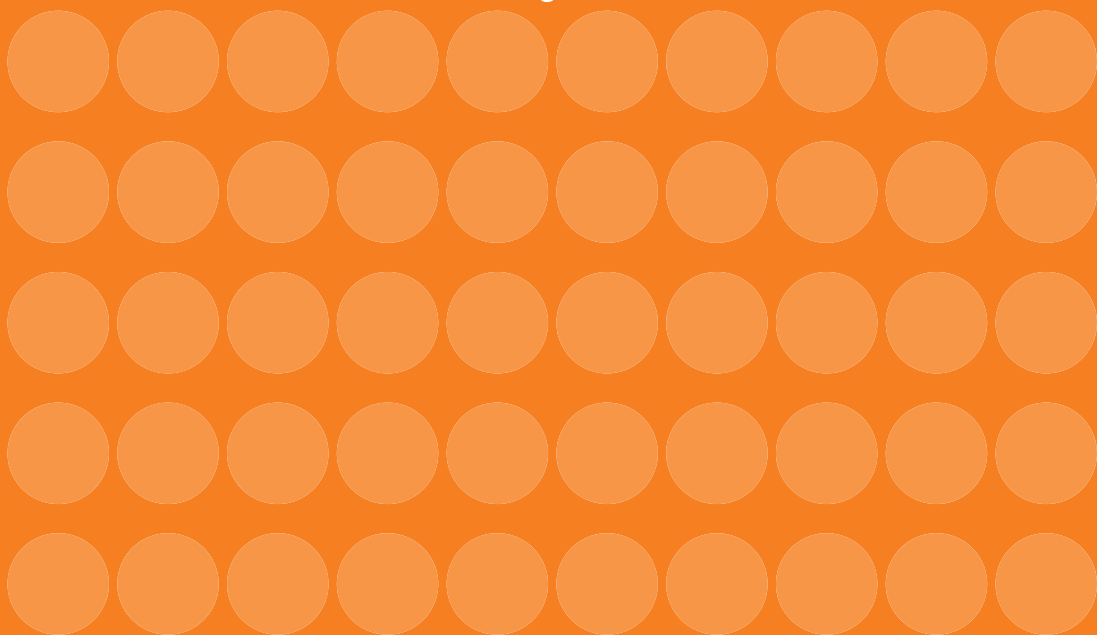
Asociación Regional de Bancos Centrales

ESTUDIOS

Un estudio sobre precios administrados y política monetaria óptima: el caso brasileño

Paulo Springer de Freitas y Mirta Noemi Sataka Bugarin

Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2007



UN ESTUDIO SOBRE PRECIOS
ADMINISTRADOS Y POLÍTICA
MONETARIA ÓPTIMA:
EL CASO BRASILEÑO

Paulo Springer de Freitas
y Mirta Noemi Sataka Bugarin

Un estudio sobre precios
administrados y política
monetaria óptima:
el caso brasileño

PREMIO DE BANCA CENTRAL “RODRIGO GÓMEZ, 2007”

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
México, D. F. 2009

Primera edición, 2009

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2009
Derechos reservados conforme a la ley
Durango n.º 54, México, D. F., 06700
ISBN: 978-607-7734-02-4

Impreso y hecho en México
Printed and made in Mexico

Presentación

Paulo S. de Freitas y Mirta N. S. Bugarin recibieron el Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez 2007”, de parte de los bancos centrales de América Latina y el Caribe por su trabajo, *Un estudio sobre precios administrados y política monetaria óptima: el caso brasileño* (A Study on Administered Prices and Optimal Monetary Policy: the Brazilian case). En este estudio los autores evaluaron el impacto de los precios administrados que están controlados por el gobierno en el comportamiento de la política monetaria en Brasil.

Ellos construyeron un modelo dinámico de equilibrio general nekeynesiano para una economía pequeña y abierta, que incluye tanto un sector con precios libres como otro con precios administrados.

Los resultados de la simulación mostraron que la regla de formación de precios retrospectiva que se utiliza para ajustar los precios administrados tiene particular importancia como explicación de la respuesta óptima de la tasa de inflación del sector libre ante choques exógenos. Una conclusión de su estudio que merece destacarse es que, desde el punto de vista del bienestar, sus resultados no apoyan la adopción de una meta de inflación con base en la inflación subyacente.

El CEMLA se complace en publicar este estudio, tanto en inglés como español, y espera con ello contribuir a la creación y difusión de conocimiento en la región, y en particular, con las investigaciones en este tema en particular.

Paulo Springer de Freitas estudió Economía en la Universidad Federal de Minas Gerais (1988). Obtuvo una maestría en Economía de la Universidad de Sao Paulo (1992) y un doctorado en el mismo campo de la Universidad de Brasilia. Actualmente labora en el Senado Federal de Brasil, donde es asesor legislativo; y en la Universidad de Brasilia, donde es profesor. Su campo de investigación abarca temas como: metas de inflación, política monetaria y precios administrados. Mirta Noemi Sataka Bugarin estudió Economía en la Universidad de Buenos Aires (1982). Posee dos maestrías, una en economía, otorgada por la Universidad de Illinois (1995) y otra en Administración y Estudios de Políticas Públicas, que obtuvo en la Universidad Tsukuba (1986). La Universidad de Illinois también le otorgó el grado de doctora en economía (1997). Tiene experiencia en Macroeconomía, ciclos económicos y economía del sector público. En la actualidad labora como investigadora en FUCAPE (Brasil) y como profesora investigadora en el Departamento de Economía de la Universidad de Brasilia. Todas las opiniones expresadas son responsabilidad de los autores, y de ninguna manera comprometen a sus instituciones o al CEMLA. Los errores derivados de la traducción al español son responsabilidad del CEMLA. Todos sus comentarios son bienvenidos. El autor corresponsal es P. Springer de Freitas, correo electrónico: <springer@senado.gov.br>.

1. Introducción

P. S. de Freitas, M. N. S. Bugarin

Brasil adoptó el régimen de metas de inflación en 1999. Bajo dicha modalidad, la autoridad monetaria fija la tasa de interés básica de corto plazo, la tasa Selic, de tal forma que la tasa de inflación que se obtiene se mantiene dentro de una banda predeterminada. Desde el inicio de su puesta en marcha, uno de los temas de mayor desafío para quienes diseñan la política es la evolución de los llamados precios administrados en la economía. Los bienes y servicios administrados están sujetos a reglas rígidas de fijación de precio basadas en la inflación pasada o la variación cambiaria, en contraste con los demás bienes, de aquí en adelante denominados bienes libres, cuya dinámica de fijación de precio está relacionada de manera más estrecha con las condiciones de oferta y demanda en la economía. Según Minella *et al.* (2003):

“Los precios controlados o administrados por contrato –llamémosles precios administrados– han aumentado sustancialmente más que los demás precios –llamémosles precios de mercado. Si consideramos el periodo transcurrido desde la adopción de metas de inflación en Brasil, el cociente de precios administrados a precios de mercado se ha incrementado en 31.4% (1999:7–2003:2). Los precios administrados se definen como aquellos que son poco sensibles a las condiciones internas de oferta y demanda, o los que están en alguna forma reguladas por una entidad pública.”

El objetivo del presente trabajo es derivar y analizar la función de reacción (óptima) de la autoridad monetaria frente a distintos choques exógenos, dada la fricción adicional introducida al modelo de la economía por los precios administrados. En particular, desde la implementación del régimen de metas de inflación en 1999, la autoridad monetaria de Brasil se ha enfrentado a desafíos no triviales representados por la estructura inflexible de los precios administrados. Entre julio de 1999 y diciembre de 2004, la tasa de inflación del sector de precios libres fue de 45%, mientras que la tasa de inflación del sector de precios administrados llegó a 90%. Entretanto,

la ponderación de los ítems administrados en el IPC saltó del 20% hasta el 30%.

Las reglas rígidas de fijación retrospectiva de precios establecidas en los contratos de estos bienes y servicios administrados llevan a limitar la efectividad de la política monetaria en el corto plazo. Adicionalmente, el ajuste necesario de precios relativos que sigue a un choque exógeno induce a un ajuste de los precios nominales del sector libre, en lugar de los precios del sector administrado. Por ejemplo, como se muestra más adelante en la sección 6, un choque (positivo) de productividad en el sector administrado puede paradójicamente generar presión inflacionaria. El aumento correspondiente en la producción del sector administrado puede surgir a raíz de aumentos de precios en el sector libre. Por lo tanto, la mezcla de un mayor ritmo inflacionario de los precios administrados junto con una participación alta y creciente del sector administrado en el índice de precios al consumidor impone un desafío para la conducción de la política monetaria.

Por lo tanto, este trabajo analizará la respuesta óptima de tasas de interés, inflación, tipo de cambio y brecha del producto ante choques exógenos sobre los precios y la productividad del sector controlado. También atenderemos, por medio de un análisis de bienestar, la pregunta acerca de cuál tipo de índice de inflación debe seleccionarse para el diseño de las metas de inflación.

La introducción de un sector administrado o controlado en el modelo de la economía resulta esencial para comprender la respuesta óptima (diferenciada) de la autoridad monetaria ante choques exógenos. Si, en un modelo unisectorial, se puede aproximar el impacto de un choque de precios al sector administrado con el de un choque de costos, entonces la mejor respuesta de política, según lo sugerido por Clarida, Gali y Gertler (1999), consiste en acomodar parcialmente la presión inflacionaria, llevando a un aumento transitorio en la tasa de inflación. Pero en este modelo unisectorial, nada puede decirse acerca de la senda óptima de los precios relativos. Como demostraremos, la mejor respuesta para un modelo económico de dos sectores es permitir que suba la tasa de inflación en el sector libre, neutralizando de manera parcial el impacto de dicho choque en los precios relativos.

El segundo aspecto considerado en este estudio está relacionado con un tema importante para el diseño de un régimen de metas de inflación. Actualmente existe un controversial debate en Brasil acerca de cuál índice de inflación debe escogerse como meta. La experiencia reciente muestra que la tasa de inflación de los precios administrados es superior a la del sector de precios libres. Esta evidencia, a su vez, podría llevar a argumentar que una medición de la inflación subyacente, que excluye a los ítems administrados, sería una mejor meta. En tal caso, el Banco Central no necesitaría reaccionar con un aumento excesivo de la tasa de interés con el motivo de reprimir la inflación del sector no administrado, para cumplir con la meta de inflación. Por lo expuesto, si se toma como meta a la inflación subyacente, la tasa de interés podría fijarse en niveles más bajos, contribuyendo a estimular la actividad económica. Los partidarios de la adopción de un índice subyacente también enfatizan el hecho de que la menor sensibilidad de los precios administrados a la política monetaria constituye un motivo adicional para no incluir a dichos precios en el índice meta.

No obstante, de acuerdo a Schmidt-Hebbel y Tapia (2002), existen al menos dos argumentos importantes a favor de la adopción de un índice de inflación general. El primero se relaciona con la cuestión de la percepción de credibilidad y transparencia de la política monetaria. La segunda razón se basa en la ponderación relativa de los ítems excluidos del índice de la canasta representativa del consumo. Por lo tanto, los salarios reales podrían variar aun cuando la inflación subyacente es estable, causando efectos sociales negativos sobre la población. Por último, la mayor sensibilidad de la tasa de inflación general a los cambios en los precios relativos constituye otro factor importante a favor de su empleo como la medición para la meta de inflación.

Además, según estos autores y también Ferreira y Petراسi (2002), aproximadamente 75% de todos los bancos centrales que han adoptado regímenes de metas de inflación fijan la inflación general como el objetivo. En este estudio demostraremos que la adopción de una tasa de inflación subyacente como objetivo no puede recomendarse, en el contexto de nuestro modelo económico y con un enfoque de bienestar social, como la mejor opción.

Desde el punto de vista metodológico, construimos un modelo teórico como una extensión del modelo de equilibrio general dinámico neokeynesiano sugerido por Rotemberg y Woodford (2003) y, en particular, por Aoki (2001). La extensión que aquí se considera incluye dos tipos de bienes (administrados y libres) y dos fuentes de rigidez en los precios. La primera se basa en la rigidez tipo Calvo (1983), donde a ciertas empresas no se les permite ajustar precios en cada periodo, mientras que la segunda fuente se relaciona con la introducción de un sector administrado con una dinámica retrospectiva de fijación de precios, basada en la inflación pasada y la variación cambiaria. En consecuencia, basada en la presente caracterización, existe un conjunto de precios que son menos sensibles a las medidas monetarias de corto plazo, y los ajustes correspondientes de los precios relativos causados por los choques exógenos se producen mediante variaciones en los precios del sector libre de la economía.

A continuación se presenta la estructura del documento. La sección 2 introduce la caracterización de nuestro modelo económico, para derivar la función de demanda agregada, la curva de Phillips para la tasa de inflación del sector libre, la ecuación que determina el tipo de cambio y la función objetivo del banco central, dada la regla de ajuste de precios para el sector administrado. En esta sección también se define el concepto de equilibrio recursivo, el cual se calcula numéricamente en el presente análisis. La sección 3 presenta la metodología que se adoptó para parametrizar el modelo, y resume la expresión reducida de nuestra economía artificial. La sección 4 analiza los principales resultados de simulación obtenidos del análisis. Primero, se compara la desviación estándar de las series generadas artificialmente con las de las series observadas. Se demostrará que la economía artificial presentada en el trabajo reproduce de forma aceptable la volatilidad observada. En segundo lugar, se describe las respuestas a impulso de los choques exógenos de precio y productividad en el sector administrado. Luego, se procede a evaluar en forma cuantitativa el uso de distintos índices de inflación como objetivo de política en un marco analítico de bienestar social. Finalmente, la última sección señala posibles extensiones para investigación futura.

2. El modelo de la economía

P. S. de Freitas, M. N. S. Bugarin

En esta sección desarrollamos los elementos básicos de nuestra economía artificial basada en cinco módulos: consumidores, empresas, el problema enfrentado por el banco central, la regla de fijación de precios en el sector administrado y la determinación del tipo de cambio.

2.1. Los consumidores

Los consumidores de esta economía enfrentan un problema intertemporal que consiste en optimizar su elección entre ingreso y ocio a lo largo del tiempo, y un problema intratemporal que consiste en elegir entre los distintos tipos de bienes de consumo disponibles en la economía. Los consumidores están asignados a trabajar en los dos sectores de la economía. Si bien los trabajadores pueden decidir la cantidad de horas trabajadas, no pueden elegir la empresa en que deberán trabajar. El llamado sector libre está compuesto de un continuo de bienes diferenciados, producidos por empresas monopolísticamente competitivas, mientras que el sector administrado comprende un solo productor.¹ En consecuencia, asumimos que existen $N = N_A + 1$ agentes (consumidores-trabajadores), N_A es la cantidad de trabajadores asignados al sector administrado y un continuo de masa unitaria al sector libre.² Una vez establecido el problema de optimización intertemporal, la linealización logarítmica de la ecuación de Euler produce la siguiente senda de consumo óptimo:

¹ Existe una solución estándar en la literatura para este tipo de problema, disponible, entre otros, en Woodford (2003) y Aoki (2001).

² Como argumenta Woodford (2003), si suponemos que existe un mercado perfecto de seguros, la solución del problema con una oferta laboral fija es la misma en que cada trabajador decide su cantidad de horas asignadas a cada actividad. La hipótesis de la existencia de un mercado perfecto de seguros, dado el supuesto de homogeneidad de agentes, también es importante para garantizar que la decisión de consumo es igual para todos los agentes. De tal forma, se podrá trabajar con consumo agregado, en lugar de individual.

$$(1) \quad \hat{C}_t = E_t \hat{C}_{t+1} - \sigma^{-1} \left(E_t \hat{R}_{t,t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1} + \left(E_t \hat{B}_{t+1} - \hat{B}_t \right) \right),$$

donde C denota el agregador de consumo (definido más adelante) de bienes libres y administrados; B es un choque de demanda, idéntico para todos los agentes; π es la tasa de inflación agregada; $R_{t,t+k}$ es la tasa de interés bruta, es decir, $R_{t,t-k} = 1 + i_{t,t-k}$, donde i es la tasa de interés entre los periodos t y $t+k$, mientras que σ es el inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal en el consumo evaluada en el estado estacionario,³ es decir:

$$(2) \quad \sigma = -\frac{U_{11}}{U_1} C,$$

donde el símbolo superior “ \wedge ” indica, como es usual, la desviación porcentual de la variable de su valor de estado estacionario.

La ecuación (1) anterior indica que la senda de consumo es enteramente prospectiva, solo depende del consumo futuro esperado, y no del consumo pasado. Como lo sugiere la literatura, un aumento en el consumo futuro esperado estimula al consumo corriente, dado el deseo de los agentes de igualar la utilidad marginal derivada de su consumo en cada periodo, y ajustado por la tasa de interés y el factor de descuento intertemporal. Además, dado que $\sigma > 0$, un aumento en la tasa de interés real:

$$\left(E_t \hat{R}_{t,t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1} \right),$$

lleva a una caída en el consumo, reflejando el efecto de sustitución intertemporal. Por otra parte, el término:

$$E_t \hat{B}_{t+1} - \hat{B}_t,$$

podría interpretarse como un choque de demanda, de tal forma que si se supone que dicho choque está generado por un proceso estacionario AR(1), la materialización de un choque positivo tiene un impacto positivo en el consumo corriente.

³ Alternativamente, el parámetro σ puede interpretarse como el parámetro de suavización del consumo. Mientras más alto sea el valor, más suave será la senda de utilidad óptima.

Para derivar la demanda agregada de la economía necesitamos sumar la demanda externa a la función de demanda interna ya obtenida. La relación entre consumo interno, consumo externo, C_W , y la brecha de producto está dada por la siguiente expresión:⁴

$$(3) \quad \hat{Y}_t = (1 - k_W) \hat{C}_t + k_W \hat{C}_{W,t},$$

en donde $k_W \equiv \frac{C_W}{Y}$ representa la participación del consumo externo en el producto agregado en el estado estacionario.

Ahora, sustituyendo (3) en (1), se obtiene la expresión para la función de demanda agregada (curva IS) en términos de la brecha del producto:

$$(4) \quad \hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - (1 - k_y) \sigma^{-1} \left[E_t \hat{R}_{t,t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1} + (E_t \hat{B}_{t+1} - \hat{B}_t) \right] - k_y (E_t \hat{C}_{F,t+1} - \hat{C}_{F,t}).$$

Esta función mantiene las mismas propiedades que la ecuación anterior de la curva IS. Una expectativa de mayor ingreso futuro incrementa el consumo corriente, la tasa de interés real deprime la producción mediante una reducción en el consumo ponderada por la participación del consumo interno en el ingreso agregado $(1 - k_W)$, y un choque de demanda afecta positivamente a la producción a través de aumentos en el consumo interno. El último término de la expresión (4) toma en cuenta el impacto expansivo esperado de un aumento en la demanda externa corriente sobre la demanda agregada, que se pondera por la participación del consumo externo en el producto agregado (k_W) .

Para hallar la solución del problema intratemporal, comenzamos por definir el agregador de consumo de la siguiente manera:

⁴ Se supone que en el largo plazo la balanza comercial es cero. Sin embargo, no necesariamente ha y equilibrio en la balanza comercial en el corto plazo, dado que los choques exógenos pueden producir distintos efectos sobre la demanda nacional por insumos importados, y en la demanda externa por producción doméstica. En tal caso, se supone que el equilibrio en la balanza comercial se logra por medio de un mercado internacional de seguros.

$$(5) \quad C_t = \frac{C_{F,t}^\delta C_{A,t}^{(1-\delta)}}{\delta^\delta (1-\delta)^{1-\delta}},$$

donde C_F denota el consumo de bienes libres por parte del agente i , C_A refiere al consumo de los bienes administrados, y el parámetro $\delta \in (0,1)$ es la participación de bienes libres en la canasta de consumo cuando se define al índice de precios de la siguiente forma:⁵

$$(6) \quad P_t = P_{F,t}^\delta P_{A,t}^{1-\delta}.$$

El sector de bienes libres consiste de un *continuo* de bienes con la siguiente función de agregación:⁶

$$(7) \quad C_{F,t} = \left[\int_0^1 c_t(z)^{\frac{\xi-1}{\xi}} dz \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}},$$

en donde $\xi > 1$ representa la elasticidad de sustitución entre los bienes diferenciados.

La solución al problema de optimización intratemporal consiste en determinar el consumo óptimo de $C_{A,t}$ y $C_{F,t}$ dado el consumo agregado C_t . Esta solución puede hallarse maximizando la ecuación (3) en relación con C_A y C_F sujeta a la siguiente restricción presupuestaria en cada periodo:

$$(8) \quad P_{L,t} C_{F,t} + P_{A,t} C_{A,t} \leq F_t,$$

donde F_t denota el ingreso del agente i en el periodo t , $P_{A,t}$ es el precio de los bienes administrados en t y $P_{F,t}$ es el agregador de precios del sector libre, definido como señalamos a continuación:

$$(9) \quad P_{F,t} = \left[\int_0^1 X_t(z)^{1-\xi} dz \right]^{\frac{1}{1-\xi}},$$

⁵ P_t representa el nivel de precios que maximiza la utilidad, dado un ingreso unitario. Este valor se obtiene sustituyendo el consumo de los sectores libre y administrado, ecuaciones (9) y (10) en el agregador del consumo (5) y, finalmente, sustituyendo C_t en la restricción presupuestaria (8) con $F_t = 1$.

⁶ Este es el agregador de Dixit y Stiglitz (1977), un estándar de la literatura de bienes diferenciados.

donde $X_t(z)$ representa el precio fijado por el productor del bien del sector libre indizado por z .

Por lo tanto, las demandas respectivas por los bienes de los sectores libre y administrado están dadas por:

$$(10) \quad C_{F,t} = \delta \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-1} C_t$$

y:

$$(11) \quad C_{A,t} = (1 - \delta) \left(\frac{P_{A,t}}{P_t} \right)^{-1} C_t.$$

Entonces, cuando ambos precios son iguales, la proporción del consumo de bienes libres y administrados en el consumo total, respectivamente δ and $1 - \delta$, sería la misma que la contribución de sus precios al índice agregado de precios. También, como es lógico esperar, el peso relativo de cada tipo de bien en el consumo agregado dependerá de forma inversa de su respectivo precio relativo. Adicionalmente, los z bienes diferenciados del sector libre tendrán su respectiva función de demanda relativa dada por la siguiente expresión:

$$(12) \quad C_{F,t}(z) = \left(\frac{X_t(z)}{P_{F,t}} \right)^{-\xi} C_{F,t} = \delta \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-1} \left(\frac{X_t(z)}{P_{F,t}} \right)^{-\xi} C_t.$$

2.2. Empresas del sector no administrado (libre)

Recuérdese que en la economía de nuestro modelo existen dos tipos de empresas. El primer tipo produce los bienes no administrados (libres) y diferenciados (y_z) y se asume que existe un continuo de empresas de masa unitaria. Se supone que el segundo tipo es una sola empresa que produce el bien administrado (Y_A). Las tecnologías a disposición de estas empresas se caracterizan por las siguientes funciones de producción:

$$(13) \quad y_{F,t} = A_{F,t} N(z)^{\alpha_F} M(z)^{1-\alpha_F}$$

$$(14) \quad Y_{F,t} = A_{F,t} N_F^{\alpha_F} M_F^{1-\alpha_F}$$

$$(15) \quad Y_{A,t} = A_{A,t} N_A^{\alpha_A} M_A^{1-\alpha_A},$$

donde y_z denota el producto de la empresa z perteneciente al sector no administrado; Y_i es el producto agregado de ambos sectores ($i = F$ y A);⁷ N_i es la mano de obra empleada en el sector i ; M es la cantidad del insumo importado, y A_i es el parámetro de productividad del sector i que se supone está gobernado por un proceso estocástico estable AR(1). Nótese que todas las empresas del sector no administrado enfrentan el mismo choque estocástico $A_{F,t}$.

Ahora debemos enfocarnos en la introducción de una fricción representada por una rigidez de precios como sugiere Calvo (1983) para las empresas que producen en el sector no administrado. Por lo tanto, suponemos que tales empresas afrontan una probabilidad α de mantener los mismos precios del periodo anterior y una probabilidad $1-\alpha$ de ajustarlos libremente. Entonces, el problema de estas empresas es elegir el precio para su producto diferenciado X_t , de tal forma que se maximice la respectiva rentabilidad esperada, es decir:

$$(16) \max_{X_t} \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k E_t \left\{ R_{t,t+k}^{-1} \left[y_{z,t+k} (X_t; P_{F,t+k}, P_{t+k}, C_{F,t+k}) \cdot X_t - y_{z,t+k} c(w_{t+k}, e_{t+k}) \right] \right\},$$

donde $c(\cdot)$ representa al costo marginal, que es una función del tipo de cambio nominal, e , y el salario nominal, w .

Con alguna manipulación algebraica podemos derivar las condiciones de primer orden para el anterior problema, y la curva de Phillips relacionada para el sector no administrado,⁸ así:

$$(17) \quad \hat{\pi}_{F,t}^L = k_1 \left(\hat{Y}_{F,t} - \hat{Y}_{F,t}^N \right) + \beta E_t \hat{\pi}_{F,t+1} + k_2 \hat{x}_{F,t} + k_3 \hat{q}_t,$$

donde k_1 , k_2 y k_3 son funciones de los parámetros básicos del modelo; $\hat{Y}_{F,t}^N$ es el producto natural de la economía, definido como aquel que se obtiene con precios flexibles; $\hat{Y}_{F,t}^N$ es una función lineal de los choques exógenos sobre la demanda interna, la demanda externa y la productividad del sector libre, con los respectivos coeficientes determinados de los parámetros básicos del modelo de la economía.

⁷ Para derivar la expresión (14) de la (13), debemos asumir que la elasticidad de sustitución de la demanda externa por los bienes diferenciados es igual a la interna.

⁸ La derivación de la curva de Phillips sigue de cerca a Aoki (2001), y se pondrá a disposición del lector mediante solicitud a los autores.

La curva de Phillips anterior muestra que la inflación del sector libre depende de la diferencia entre la brecha del producto y la brecha del producto natural (primer término del lado derecho); de la expectativa de inflación del sector libre para el periodo siguiente (segundo término); del coeficiente de los precios de los bienes libres al índice de precios agregados; ($\hat{x}_{F,t}$) y, del tipo de cambio real (último término). Es importante notar que todas las variables están expresadas como desviación porcentual de sus respectivos valores de estado estacionario.

El primer coeficiente relacionado con la diferencia entre la brecha de producto y la brecha no inflacionaria, representada por k_1 es siempre positivo. Esto implica que un aumento en el diferencial incrementa el costo marginal de las empresas, presionando al alza a la tasa de inflación.

El segundo coeficiente indica que el impacto de la expectativa de inflación del siguiente periodo en el sector libre se captura por la tasa de descuento intertemporal, β . También este es un resultado común en la literatura, lo que significa que como las empresas saben que enfrentan una probabilidad de no poder ajustar sus precios en cada periodo, deben tomar en cuenta la inflación esperada durante los periodos en que los precios deben permanecer fijos.

Además, los signos correspondientes al impacto de los precios relativos (x_F) y del tipo de cambio real (q) son indeterminados, porque los signos de ambos coeficientes k_2 y k_3 son sensibles a los valores seleccionados para los parámetros de la economía. Para k_2 , el impacto final sobre la inflación dependerá de los efectos contrapuestos del impacto inflacionario de un aumento de los costos marginales y el impacto deflacionario asociado con la naturaleza de reversión al promedio del proceso. En relación con el aumento de los costos marginales, cabe notar que, para un nivel de consumo dado del bien libre, cuanto mayor sea su precio relativo, más alto será el consumo total, como lo indica la expresión (10) antes mencionada. Por lo tanto, menor será la utilidad marginal asociada que se deriva de su consumo. A su vez, la condición de equilibrio del mercado laboral, derivada de la elección óptima entre trabajo y ocio, requiere un aumento del salario real (presionando el costo marginal al alza) para aumentar la producción y equiparar el mayor consumo. Por otra parte,

podemos observar que existe un proceso de reversión al promedio de tal forma que si los precios del sector libre están por arriba del nivel de equilibrio, se produce una tendencia a la baja del precio relativo correspondiente, y por tanto una menor inflación del sector libre.

El coeficiente del tipo de cambio real k_3 tampoco tiene un signo definido. Por un lado, una devaluación del tipo de cambio produce un impacto sobre el costo marginal, presionando los costos y la inflación al alza. Por el otro, hay un impacto negativo sobre el salario real, presionando la inflación a la baja.

Además, es importante notar que para la especificación presentada de la curva de Phillips, lo que importa para la determinación de la tasa de inflación del sector libre es el *nivel* del tipo de cambio *real*, con un signo no determinado. En la mayoría de las especificaciones existentes en la literatura, en cambio, la tasa de inflación depende de la *variación* del tipo de cambio *nominal*. Este resultado es la consecuencia de modelar los bienes importados como bienes de consumo, de tal forma que el índice de inflación es una combinación lineal entre la inflación nacional, que es independiente del tipo de cambio, y la variación del tipo de cambio nominal, que se toma como una aproximación de la inflación de los bienes de consumo importados.

En el modelo adoptado aquí, la tasa de inflación corresponde a la nacional, ya que todos los bienes se producen internamente, aunque se utilicen insumos importados. Esta opción de modelación se basa en dos consideraciones. La primera se refiere a la forma en que se simplifica la dimensión del problema de maximización del consumidor: si los bienes importados fuesen tratados como un bien de consumo final, los consumidores deberían elegir entre tres tipos de bienes distintos –importados, administrados y libres. La segunda razón es para hacer el modelo más realista: aun los bienes aparentemente importados poseen un contenido nacional no trivial representado por los costos internos de transporte y comercialización.

Finalmente, la tasa de inflación agregada depende en forma positiva de la *variación* del tipo de cambio *nominal*, debido a la inclusión en este índice del sector administrado, tal como se muestra más adelante en la sección 2.4.

2.3. El productor del sector administrado

La empresa que actúa en el sector administrado obedece a una regla de fijación de precio, y produce únicamente la cantidad demandada a dicho precio. Se asume que la dinámica de la fijación del precio obedece el siguiente movimiento:

$$(18) \quad \hat{p}_{A,t} = \hat{p}_{A,t-1} + \psi(\omega\hat{\pi}_{t-1} + (1-\omega)\Delta\hat{e}_{t-1}) - (1-\psi)\hat{x}_{A,t-1} + \varepsilon_t^{adm}.$$

O, de forma similar:

$$(19) \quad \hat{\pi}_{A,t} = \psi(\omega\hat{\pi}_{t-1} + (1-\omega)\Delta\hat{e}_{t-1}) - (1-\psi)\hat{x}_{A,t-1} + \varepsilon_t^{adm},$$

en donde p_A representa el nivel de precios de los bienes administrados; π es la inflación general; π_A denota la tasa de inflación de los precios administrados; Δe corresponde a la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal; x_A es el precio de los bienes administrados relativo al índice general de precios; ψ y ω son coeficientes entre 0 y 1; ε^{adm} es un proceso de innovación AR(1) exógeno y estable al precio del sector administrado, con un parámetro de persistencia dado por ρ_{adm} .

La ecuación (19) anterior indica que el precio del sector administrado se ajusta mediante una combinación lineal de la inflación general del periodo anterior y la variación del tipo de cambio nominal, ponderados por ω y $(1-\omega)$ respectivamente, ajustado por el precio relativo prevaleciente del periodo anterior por un factor de $(1-\psi)$.

Obsérvese que cuando el parámetro de ajuste (ψ) es igual a uno, la tasa de inflación del sector administrado adopta un comportamiento por completo retrospectivo, dado que simplemente es una función de la inflación del periodo anterior y de las variaciones en los tipos de cambio. La introducción de un factor de ajuste en la regla de fijación de precios del sector administrado es importante para lograr una solución de estado estacionario para la economía del modelo. Además, note que el productor de este sector administrado no necesita resolver un problema de optimización⁹ dado que los precios

⁹ Observe que las demandas de trabajo y de insumos importados se basan en la condición de maximización de utilidad. Suponemos que las empresas de ambos sectores actúan en mercados de insumos de competencia perfecta.

son fijados de acuerdo con la regla (18) antes presentada, y la oferta de producto es exactamente igual a la cantidad demandada. De esta forma, en el caso donde $\psi = 1$, los cambios en los precios relativos pueden volverse permanentes, siempre que no exista un mecanismo que los induzca a seguir por un camino convergente que lleve a un equilibrio de largo plazo.¹⁰ Se podría argumentar que los movimientos de los precios nominales libres podrían conducir la convergencia de los precios relativos. Pero dado del proceso de indización que gobierna la inflación de los precios administrados, puede que los movimientos en los precios nominales libres no sean suficientes –y, para los parámetros elegidos, no lo son– para generar una solución estacionaria.

En la economía de Brasil, el proceso de ajuste de precios administrados descrito por la ecuación (18) se incluye en los contratos que rigen para los llamados servicios públicos y telecomunicaciones. Los precios de estos servicios son revisados en forma periódica para preservar el equilibrio económico y financiero de las empresas, y también para internalizar las ganancias de productividad a través de los precios. En términos del modelo de la economía, esto significa que el precio administrado debe ajustarse a la baja cuando aumenta por encima de la tasa de inflación del sector no administrado. Como ejemplo adicional, podemos referirnos a la crisis energética del Brasil en 2001. Durante ese periodo, las empresas y los reguladores acordaron que haría falta un ajuste de aproximadamente 50% para compensar el choque por empuje de costos; tal ajuste se dividió a lo largo de varios años. En otras palabras, a pesar de la enorme magnitud del choque, el ajuste de precios relativos, capturado en nuestro modelo por el factor de *traspaso* $(1 - \psi)$, permitió distribuir los efectos del choque a lo largo de varios periodos.

2.4. Inflación agregada

La curva Phillips para la inflación general puede obtenerse

¹⁰ De hecho, en la ausencia de un factor de corrección de precios relativos, un choque de precios del sector administrado llevaría a un aumento permanente en la tasa de inflación de largo plazo, con los precios creciendo de manera indefinida.

mediante la linealización logarítmica del índice de precios (6) ya mencionado. Una vez más, las variables se miden como desviación porcentual de sus valores correspondientes de estado estacionario:

$$(20) \quad \hat{\pi}_t = (1 - \delta)\hat{\pi}_{A,t} + \delta\hat{\pi}_{F,t}.$$

Mediante la sustitución en las expresiones correspondientes de la inflación del sector libre (17) y del sector administrado (19), obtenemos la siguiente curva de Phillips en términos de la tasa de inflación agregada:

$$(21) \quad \begin{aligned} \hat{\pi}_t = & \delta k_1 (\hat{Y}_{L,t} - \hat{Y}_{L,t}^N) + \delta \beta E_t \hat{\pi}_{F,t+1} + (1 - \delta)\psi\omega\hat{\pi}_{t-1} + (1 - \delta)\psi(1 - \omega)\Delta\hat{e}_{t-1} \\ & + \delta k_2 \hat{x}_{F,t} + (1 - \psi) \frac{\delta}{1 - \delta} \hat{x}_{F,t-1} + \delta k_3 \hat{q}_t + (1 - \delta)\varepsilon_t^{adm}. \end{aligned}$$

Note que en este caso agregado, la tasa de inflación es función tanto del nivel del tipo de cambio real (séptimo término) como de la variación del tipo de cambio nominal (cuarto término). El coeficiente de este último es estrictamente positivo, como lo sugiere la especificación usual que se encuentra en la literatura.

2.5. El banco central

Suponemos que la autoridad monetaria busca maximizar la siguiente función de bienestar social que se forma al agregar las funciones de utilidad individuales:

$$(22) \quad W_t = NU(C_t; B_t) - \int_0^1 v(N_{L,t}^i(z))dz - N_A v(N_{A,t}),$$

donde $N = N_A + 1$ representa el número total de agentes en el modelo de la economía. Dicho de otra forma, el número total de agentes consta de la suma de los N_A agentes ocupados en la producción de bienes administrados y una masa unitaria asignada a la producción de z bienes diferenciados en el sector libre; $U(C_t; B_t)$ es la función de utilidad, donde, además de satisfacer las propiedades usuales, es decir $U_1 > 0$ y $U_{11} < 0$, también suponemos que $U_2 > 0$ y $U_{21} > 0$; y, $v(\cdot)$ representa la función de desutilidad derivada del trabajo tal que $v' > 0$, $v'' > 0$.

La derivación de la función de utilidad del Banco Central sigue el procedimiento sugerido por Woodford (2003) y Aoki

(2001). Brevemente, se toma la expansión de la serie de Taylor de la función W_t anterior en torno a sus valores de estado estacionario hasta el término de segundo orden, ignorando los términos de mayor orden y aquellos que no dependen de la política monetaria, como son los segundos momentos de los choques exógenos. La función de utilidad resultante es la siguiente expresión:¹¹

$$(23) \quad E(W_t) = w_1 E(\hat{Y}_t^2) + w_2 E(\hat{x}_{A,t-1}^2) + w_3 E(\hat{q}_t^2) + w_4 E(\hat{\pi}_{F,t}^2) + w_5 E(\hat{\pi}_{A,t}^2) + ct.$$

Como podemos apreciar, el banco central debe elegir la tasa de interés para minimizar las varianzas (de las desviaciones del estado estacionario) de la brecha del producto agregada, de los precios relativos, del tipo de cambio real y de las tasas de inflación, tanto del sector libre como del administrado. Además, la utilidad de la autoridad monetaria también depende de las covarianzas entre estas variables, y entre dichas variables y los choques exógenos, capturadas por el término (ct) .

Algunos comentarios acerca de la anterior función objetivo son los siguientes. Contrario a los resultados previos en la literatura, presentados por Woodford (2003), Aoki (2001), Amato y Laubach (2003), y Clarida *et al.* (2001), entre otros, la función de utilidad (23) no depende exclusivamente de una única variable macroeconómica. La función de utilidad simplificada que en general se encuentra en la literatura podría ser explicada por el conjunto más pequeño de precios relativos que usualmente se considera. Los primeros tres autores mencionados modelan una economía cerrada, de forma tal que el consumo interno es igual a la producción interna para cada sector, en simplificaciones algebraicas mayores. En cambio, Clarida *et al.* (2001) utilizan una economía abierta pero con un solo bien nacional, lo que también simplifica la derivación de la función objetivo del banco central. Además, dicha simplificación con frecuencia lleva a la conclusión de que la política óptima debe basarse en la estabilización de una sola variable, generalmente una medición de la inflación subyacente. Más adelante, en la sección 6, demostraremos

¹¹ Para su derivación detallada ver Freitas (2005).

que el banco central no debería intentar estabilizar el nivel de precios ni la brecha de producto. Nuestros resultados proceden de un enfoque de modelación distinto, basado en los siguientes dos supuestos:

- Los bienes importados en nuestro modelo de la economía son insumos de producción y no bienes finales para el consumo como en Clarida *et al.* Por lo tanto, la política monetaria óptima no implica estabilizar el nivel de precios dado que, en el presente modelo, el costo de producción depende en parte del tipo de cambio.
- Tal como lo sugieren Mankiw y Reis (2003), la función de pérdida del banco central puede expresarse como función sólo de la brecha del producto, medida por la diferencia entre producto agregado y producto natural, debido al supuesto que la tecnología disponible es igual para ambos sectores de la economía del modelo. En otras palabras, si la tecnología difiere entre sectores, entonces la tasa de interés natural no sería igual entre éstos. Por tanto, la autoridad monetaria no podría emplear la tasa de interés como una herramienta de política monetaria efectiva.

2.6. La determinación del tipo de cambio

Se asume que la paridad de tasas de interés sin cobertura (UIP)¹² rige para la determinación del tipo de cambio en nuestro modelo de la economía, es decir:

$$(24) \quad \hat{e}_t = E_t \hat{e}_{t+1} + \hat{i}_t^* - \hat{i}_t + \varepsilon_t^q,$$

donde e denota el tipo de cambio nominal; i^* la tasa de interés internacional; i la tasa de interés nacional. De tal forma, se puede reescribir la fórmula anterior en términos del tipo de cambio real q , como sigue:

$$(25) \quad \hat{q}_t = E_t \hat{q}_{t+1} + E_t (\hat{i}_t^* - \hat{\pi}_{t+1}^*) - E_t (\hat{i}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \varepsilon_t^q.$$

Entonces, cuanto mayor sea la diferencia entre las tasas de

¹² También se efectuaron simulaciones de la hipótesis de paridad del poder adquisitivo. En general, los resultados cualitativos no se modificaron, pero con este supuesto alternativo empeoró el ajuste del modelo a los datos.

interés externa e interna, mayor será la expectativa de depreciación del tipo de cambio.

Si se toma en cuenta el supuesto anterior para la modelación, se puede definir el concepto correspondiente de equilibrio general recursivo que podrá resolverse numéricamente.

2.7. Definición del equilibrio general recursivo (EGR)

El EGR del modelo de la economía antes mencionado consiste del siguiente conjunto de secuencias:

$$S = \{P_t, X_t, P_{L,t}, P_{A,t}, C_{A,t}, C_{F,t}, C_t(z), C_t, Y_{A,t}Y_{F,t}, y_t(z), Y_t, R_{t,t+1}, e_t, M_{F,t}, M_{A,t}, M_t, C_{W,t}, w_t\}_{t=0}^{\infty}$$

Dados:

- los procesos estocásticos exógenos (ortogonales) que generan choques a la función de demanda; a la productividad total de los factores del sector no administrado; a la productividad total de los factores del sector administrado; a la tasa de interés internacional; al tipo de cambio; a los precios administrados y a la tasa de interés interna, es decir,

$$\left\{ \hat{B}_t, \hat{A}_{F,t}, \hat{A}_{A,t}, \hat{Y}_{W,t}, \hat{y}_t^*, \varepsilon_t^q, \varepsilon_t^{adm}, \varepsilon_t^S \right\}_{t=0}^{\infty};$$

- los parámetros de preferencia original, tecnología y procesos estocásticos para el modelo de la economía:¹³ $\sigma, \delta, \xi, \omega, \alpha, \alpha_L, \alpha_A, \phi, \psi, \theta_F, \beta, \rho_F, \sigma_F, \rho_A, \sigma_A, \rho_B, \sigma_B, \rho_{YW}, \sigma_{YW}, \rho_q, \sigma_q, \rho_S, \sigma_S, \rho_{adm}, \sigma_{adm}, \rho_{i^*}, \sigma_{i^*}$; y
- las condiciones iniciales;

el conjunto anterior de secuencias S satisface las siguientes condiciones de optimalidad, de manera que los elementos de S son, respectivamente, soluciones para:

- i) el problema de maximización del consumidor;
- ii) el problema de maximización de utilidad del sector libre;

¹³ Los parámetros ρ_1 y σ_1 refieren al parámetro de persistencia y a la desviación estándar de choques exógenos, se asume que todos son generados por procesos AR(1) estacionarios.

iii) el problema de minimización de pérdidas del banco central;

y es tal que,

iv) la dinámica inflacionaria del sector administrado se ajusta al movimiento descrito en (19);

v) el tipo de cambio se determina de acuerdo con el supuesto UIP (24);

vi) todos los mercados se equilibran en cada periodo; y

vii) las decisiones individuales óptimas coinciden con las condiciones de equilibrio agregadas (per cápita).

3. Calibración del modelo de economía

Las siguientes fuentes de información se tomaron en cuenta para la calibración del modelo: *i*) datos macroeconómicos brasileños; *ii*) restricciones teóricas derivadas de las ecuaciones Euler del modelo; *iii*) resultados de estimaciones disponibles en la literatura; y *iv*) nuestros propios resultados de estimación econométrica.¹⁴ El cuadro A1 del Apéndice resume tanto los valores adoptados para los parámetros como sus respectivas fuentes.

De la primera fuente recién mencionada utilizamos la participación del trabajo en el ingreso agregado, el factor de descuento intertemporal y la participación del sector administrado en el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Aquí son considerados como sectores administrados los de agua y saneamiento, gas, electricidad, transporte público, gasolina, alcohol y telecomunicaciones. De 1999 a 2004, la participación en promedio de estos ítems en el IPC fue de 20%. Sin embargo, es importante notar que constituyen sólo un subconjunto de los ítems que el Banco Central de Brasil¹⁵ considera como administrados. Según la definición de este último, su participación sería 30% del IPC, pero se utiliza este subconjunto debido a la disponibilidad limitada de datos acerca de la participación del trabajo, importaciones y valor agregado, necesarios para calibrar otros parámetros como aquellos relacionados con la productividad total de los factores del sector respectivo.

Las restricciones teóricas fueron utilizadas para parametrizar el nivel del empleo y la productividad total de los factores en los sectores administrado y libre. Para el sector libre, los valores correspondientes fueron normalizados a uno. Recuérdese que lo relevante para la dinámica de nuestro modelo es el tamaño relativo (y no absoluto) de los sectores considerados, lo cual permite proceder con dicha normalización.

¹⁴ Para una descripción detallada, ver Freitas (2005).

¹⁵ Ver Figueiredo y Ferreira (2002).

La parametrización de las distintas mediciones de elasticidad se basa en la literatura existente. En particular, se trata de los valores relacionados con: el grado de rigidez en la economía o la proporción de empresas capaces de ajustar los precios en cada periodo; la elasticidad de sustitución entre bienes diferenciados; la elasticidad de exportaciones frente al tipo de cambio real; el valor (inverso) de la elasticidad de sustitución intertemporal; y el valor (inverso) de la elasticidad del trabajo.

Por último, los parámetros restantes vinculados al grado de persistencia y la varianza de los choques exógenos fueron estimados econométricamente como procesos AR(1). También estimamos los parámetros de la ecuación para la determinación de los precios en el sector administrado.

El cuadro A2 en el Apéndice presenta, a su vez, los resultados de análisis de sensibilidad de la parametrización adoptada. De aquí en adelante nos referiremos a esta parametrización básica como la parametrización referencial. Las tres primeras filas de este cuadro indican la desviación estándar de las series artificiales generadas con base en el caso referencial, así como los límites superior e inferior del intervalo de confianza de 95%.¹⁶ En las siguientes filas, se altera el valor de cada parámetro considerado, *ceteris paribus*.

El análisis de sensibilidad muestra que el modelo es robusto para un rango bastante amplio de valores de los parámetros, y que la desviación estándar derivada es muy similar a la que se obtuvo para la economía referencial.

3.1. Ecuaciones de la forma reducida

Para caracterizar plenamente a la economía referencial en su forma reducida, el próximo paso consiste en introducir el conjunto de ecuaciones de forma reducida de nuestro modelo de la economía, particularmente aquellas relacionadas con la función de utilidad de la autoridad monetaria, la curva de Phillips para el sector no administrado, la ecuación de determinación de precios para el sector administrado y la función de demanda agregada.

¹⁶ Fueron generados 500 choques exógenos para cada simulación. Se eliminaron las primeras 50 observaciones para el cálculo de la desviación estándar.

Con la parametrización anterior de la economía de referencia, la función de utilidad de la autoridad monetaria puede expresarse como:

$$E(W_t) = 1.54E(\hat{Y}_t^2) + 0.17E(\hat{x}_{A,t-1}^2) + 0.01E(\hat{q}_t^2) + 0.95E(\hat{\pi}_{F,t}^2) + 0.11E(\hat{\pi}_{A,t}^2) + ct,$$

donde ct representa todos los términos cruzados.

Observamos que la función de utilidad atribuye una ponderación relativamente alta a la varianza (esperada) del producto y de la tasa de inflación del sector libre. Este resultado es bastante intuitivo, ya que la primera se asocia con la varianza del consumo y del trabajo, los cuales son argumentos de la función de utilidad original. La segunda, a su vez, puede estar asociada con la participación de los precios administrados en el IPC y su proceso inercial de determinación de los precios.¹⁷ Mediante el control de la inflación del sector libre, que en consecuencia minimiza la varianza de los precios relativos, el banco central puede controlar indirectamente la tasa de inflación del sector administrado.

La curva de Phillips para el sector no administrado está dada por la siguiente expresión:

$$\hat{\pi}_{F,t} = 1.15(\hat{Y}_{F,t} - \hat{Y}_{F,t}^N) + 0.985E_t\hat{\pi}_{F,t+1} + 0.17\hat{x}_{F,t} + 0.01\hat{q}_t$$

De esta manera, el coeficiente más alto se asocia con la diferencia entre la brecha del producto y la tasa natural de producción. Recuerde que la brecha del producto se mide por la diferencia entre el producto corriente y el producto de estado estacionario, mientras que la tasa natural de producción es la diferencia entre la producción no inflacionaria y el del estado estacionario. Además, el coeficiente relacionado con el tipo de cambio real posee signo positivo pero de magnitud pequeña.

La forma reducida correspondiente con la ecuación de formación de precios del sector administrado equivale a su forma estructural, es decir:

¹⁷ Si el peso relativo de los bienes administrados sube del 20% al 70%, el coeficiente asociado con la varianza de la tasa de inflación del sector libre en la función de utilidad del banco central cae a 0.61, mientras que el coeficiente asociado con la inflación del sector administrado aumenta a 0.55.

$$\hat{\pi}_{A,t} = 0.80(0.90\hat{\pi}_{t-1} + 0.10\Delta\hat{e}_{t-1}) - 0.20\hat{x}_{A,t-1} + \varepsilon_t^{adm}.$$

Finalmente, la forma reducida de la ecuación de demanda agregada o ecuación IS está dada por:

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - 0.37 \left[E_t \hat{R}_{t,t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1} - \hat{B}_t \right] - 0.14 (E_t \hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t) + 0.03 \hat{Y}_{W,t}.$$

Con esta parametrización de nuestro modelo de la economía, procedemos a resolver numéricamente para el EGR definido en la sección 2.7. El algoritmo implementado en nuestro cómputo se basa en Soderlind (1999), quien sugiere una generalización de la descomposición de Schur para manejar las raíces inestables asociadas a las variables prospectivas del modelo de la economía.¹⁸ Este cómputo nos permite derivar las series generadas artificialmente, las cuales se presentan y analizan en la siguiente sección.

¹⁸ El código MatLab se pone a disposición mediante solicitud a los autores.

4. Principales resultados de la simulación

Esta sección presenta los principales resultados obtenidos de nuestra simulación numérica. En primer lugar, comparamos la desviación estándar obtenida de los datos con aquella generada por nuestro modelo de la economía, para las principales variables seleccionadas. Las simulaciones muestran que la economía artificial es capaz de imitar en forma satisfactoria las volatilidades observadas empíricamente. En segundo lugar, analizamos las respuestas a impulso de variables seleccionadas frente a choques exógenos nominales y a choques de productividad, también en términos de su desviación porcentual de sus respectivos valores de estado estacionario. La evaluación de las respuestas a impulso indica la importancia de haber introducido el sector administrado dentro del modelo de la economía, lo que nos permite derivar un proceso particular de ajuste de precios relativos. Finalmente, se calcula el nivel de utilidad asociado con la obtención de función de utilidad antes mencionada que se basa en microfundamentos teóricos, conocido como el nivel de utilidad del planificador central (U_{CP}). Se compara luego con aquél derivado de una especificación alternativa de la función de utilidad (U_{CB}), en la cual la autoridad monetaria se concentra únicamente en minimizar la varianza de la inflación. Los resultados obtenidos coinciden con la práctica observada en los regímenes de metas de inflación, que eligen como meta a un índice de precios general (en lugar de un índice de precios núcleo).

4.1. Evaluación de la desviación estándar de la economía de referencia

Esta sección presenta los resultados de simulación, comparando las series observadas en forma empírica con aquellas generadas artificialmente en términos de volatilidad. Hemos enfocado nuestro análisis en las tasas de inflación de los sectores libre y administrado, en el tipo de cambio real, en la tasa de interés nominal y en la brecha del producto. Los datos

para ésta última han sido extraídos de la tendencia lineal del logaritmo natural del PIB trimestral de Brasil a precios de mercado, computado por el IBGE,¹⁹ para el periodo 1994:3 a 2004:2. Todas las series se toman como desviaciones (logarítmicas) del respectivo valor promedio de la muestra. El cuadro 1 muestra a continuación los resultados obtenidos.

CUADRO 1. DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS SERIES ORSERVADA Y ARTIFICIAL

<i>Periodo</i>	<i>Desviación estándar</i>				
	<i>Tasa de inflación del sector administrado</i>	<i>Tipo de cambio real</i>	<i>Brecha de producto</i>	<i>Tasa de inflación del sector libre</i>	<i>Tipo de interés nominal</i>
Economía real					
1994:3 – 2004:2	0.030	0.304	0.024	0.024	0.027
1999:1 – 2004:2	0.026	0.150	0.017	0.013	0.010
Modelo de la economía					
Referencia	0.033	0.087	0.029	0.015	0.029
Productividad	0.005	0.054	0.027	0.004	0.019
Tipo de cambio	0.008	0.048	0.002	0.005	0.014
Precios administrados	0.030	0.008	0.004	0.011	0.010
Tasa de interés nominal	0.003	0.006	0.003	0.003	0.008
Tasa de interés externa	0.008	0.048	0.000	0.008	0.009

Las primeras dos filas del cuadro anterior presentan la desviación estándar de las series observadas en la economía real para dos periodos de muestra distintos. El primero comienza con la implementación del Plan Real (1994:3), y el segundo periodo empieza con el régimen de tipo de cambio flotante (1999:1). Las desviaciones estándar de las series artificiales para el tipo de cambio real y la tasa de inflación del sector administrado se comparan con las estadísticas correspondientes para el segundo periodo de muestra. Esta elección refleja la modificación del régimen cambiario prevaleciente, así como el programa de privatización realizado en el país, que tornaron más predecible la dinámica de los precios administrados. Por el otro lado, la comparación de las series artificiales correspondientes con la tasa de inflación del sector libre,

¹⁹ Instituto Brasileño de Geografía y Estadísticas.

la brecha de producto y la tasa de interés nominal se basan en el primer periodo de muestra, que comienza con el Plan Real.²⁰ Obviamente, con base en la crítica de Lucas, la implementación del régimen de metas de inflación en 1999 debe haber afectado el comportamiento de la volatilidad antes mencionada. Sin embargo, con base en los argumentos de que usar una muestra grande es una ventaja estadística y el procedimiento de parametrización adoptado, se hizo el análisis usando el primer periodo de muestra.

Como se aprecia en el cuadro 1, las desviaciones estándar tanto observadas como derivadas artificialmente son muy semejantes. Sólo en el caso del tipo de cambio real, las series generadas artificialmente presentan una volatilidad mucho menor que la de los datos. Una posible explicación puede ser el periodo de muestra utilizado en la simulación: el choque de tipo de cambio se modeló por medio del residuo de un modelo VAR, estimado en un periodo de muestra que incluye el Plan Real el cual con su política notable condujo a una baja volatilidad del tipo de cambio nominal de 1994:3 a 1999:1.

Las últimas cinco filas presentan los resultados obtenidos al considerar solo un tipo de choque a la vez. Podemos concluir que la volatilidad de la tasa de inflación del sector administrado se explica mayormente por el choque a regla de formación de precios relacionada. Además, podemos observar que este choque también tiene un fuerte impacto en las volatilidades de tanto la tasa de inflación del sector libre como de la tasa de interés nominal. Por lo tanto, resulta aparente que la existencia de precios administrados en una economía genera un nuevo desafío para la conducción de la política monetaria, y en particular para un régimen de metas de inflación.

Además, y en línea con los hallazgos de los primeros escritos acerca del ciclo económico real, podemos observar que la volatilidad de la brecha del producto se explica mayormente por un choque de productividad al sector libre, no administrado.²¹ Sin embargo, los resultados dependen de la

²⁰ También comparamos el coeficiente de correlación de la economía artificial con las variables empíricamente observadas. Los resultados fueron asimismo satisfactorios.

²¹ Este resultado no significa que la política monetaria sea inocua porque

parametrización adoptada. En particular, de la ponderación asignada al sector no administrado en el IPC, que captura el parámetro δ . Por ejemplo, si tomamos $\delta = 20\%$, en lugar de $\delta = 80\%$ como en el caso de referencia, los choques exógenos al tipo de cambio, a la demanda o a la tasa de interés externa cobran mayor relevancia al explicar la volatilidad de la brecha del producto.

También podemos inferir que el segundo momento de las series de tipo de cambio derivadas de nuestro modelo de la economía pueden ser explicadas en forma concurrente por los distintos choques considerados, específicamente aquellos a la productividad del sector libre, al tipo de cambio y a la tasa de interés externa. Estos también son los choques exógenos relevantes para explicar la volatilidad de la tasa de interés.²²

4.2. Respuestas a impulso ante choques exógenos

Esta sección describe las respuestas a impulso de variables clave –tasas de inflación de los precios libres y administrados, la brecha del producto, la tasa de interés y el tipo de cambio real y nominal– ante choques exógenos a los precios administrados y a la productividad.²³ Los valores respectivos se expresan en términos de la desviación porcentual de sus respectivos valores de estado estacionario. Además, en vista de las propiedades estacionarias de nuestro modelo, el tipo de cambio real siempre regresa a su valor de equilibrio de largo plazo. Por lo tanto, dado que suponemos que los precios internacionales son constantes, en el largo plazo el tipo de cambio nominal puede interpretarse como una variación acumulada del nivel de precios, ya que la variación del tipo de cambio nominal necesariamente tiene que reflejar la variación del índice de precios agregado para alcanzar el tipo de cambio real de equilibrio.

ésta se deriva de la respuesta óptima de la política monetaria a dichos choques exógenos.

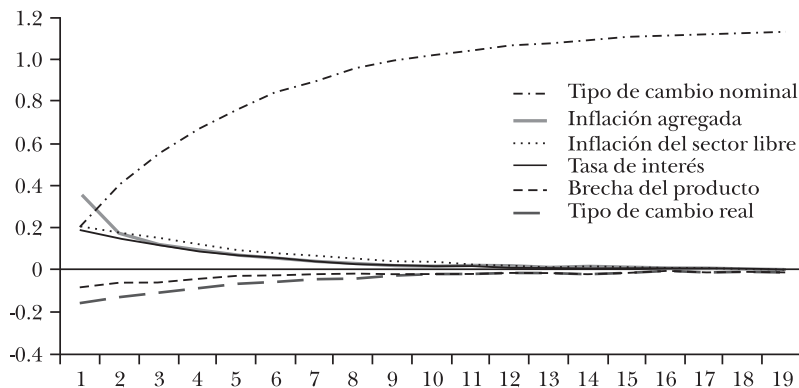
²² Las simulaciones que consideran choques a la demanda, al ingreso externo y a la productividad del sector administrado, indican que solo tienen una contribución marginal a la volatilidad de las variables consideradas.

²³ También fueron calculados las respuestas a impulso ante choques de la demanda externa e interna, tasa de interés y tipo de cambio. Todas presentaron una dinámica muy intuitiva, y se encuentran disponibles mediante solicitud a los autores.

4.2.1. Respuestas a impulso ante un choque a los precios administrados

A continuación la gráfica I presenta las respuestas a impulsos de la tasa de inflación del sector libre, la inflación agregada, el tipo de cambio nominal y real, y la tasa de interés ante choques exógenos a los precios administrados.

GRÁFICA I. RESPUESTA A IMPULSO ANTE UN CHOQUE SOBRE LOS PRECIOS ADMINISTRADOS



En este caso, podemos inferir el efecto de política monetaria al aumentar la tasa de interés nominal con el propósito de compensar en forma parcial la presión inflacionaria. Dado un choque de un punto porcentual (pp) en los precios administrados, el comportamiento adaptativo del banco central lleva a una inflación agregada de aproximadamente 0.2 puntos porcentuales. Por lo tanto hay un fuerte movimiento en los precios relativos. Los bienes administrados se tornan más caros y en consecuencia se reduce su demanda; a su vez, la condición de equilibrio requiere que disminuya el producto en este sector. Por otra parte, aun con un aumento de 0.03 pp en la tasa de interés real, la demanda y, por tanto, la producción en el sector de precios libres aumentan como resultado de la caída en su precio relativo. De esta forma, la brecha del producto agregado cae en alrededor de 8%, lo cual resulta de una reducción de 70%²⁴ en la brecha de producto del sector

²⁴ Los valores porcentuales son aproximaciones, ya que son la diferencia logarítmica del valor de estado estacionario. Por lo tanto, cuanto menor sea la desviación, más precisa será esta aproximación.

administrado y en un aumento de 5% en la brecha de producto del sector libre.

Este choque también tiene un impacto significativo en el nuevo equilibrio del nivel de precios, de aproximadamente 1.1 veces la magnitud del choque original. Aparte de este impacto directo en la tasa de inflación agregada, el precio relativo más alto de los bienes administrados causa un mayor consumo de bienes libres, que neutraliza completamente el efecto depresivo en la demanda de un tipo de interés real mayor.

Por otra parte, la brecha del producto del sector libre más grande que se produce por este efecto de precios relativos causa una tasa de inflación más alta en este sector, que a su vez alimenta la (mayor) tasa de inflación de los precios administrados para el periodo siguiente.

En el periodo $t+2$, la autoridad monetaria de nuevo acomodaría la presión inflacionaria mencionada, permitiendo una nueva ronda de tasa de inflación mayor de los bienes administrados en $t+3$, y así sucesivamente. Por lo tanto, aun cuando el choque a los precios administrados no está autocorrelacionado, la senda dinámica de la tasa de inflación de los precios libres se torna más persistente que los observados para otros choques de baja autocorrelación.

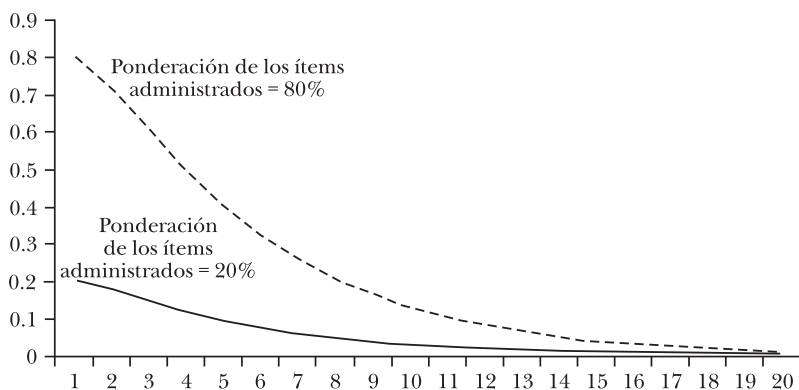
El impacto final sobre el nivel de precios será más fuerte, en tanto más débil sea el mecanismo de ajuste de los precios administrados hacia el precio relativo de equilibrio de largo plazo, que está normalizado a uno en nuestro modelo. Según la parametrización que adoptamos, nuestra simulación revela que 20% de la desviación observada en precios relativos en el periodo anterior es corregida en el proceso de reajuste de precios administrados en nuestro modelo de la economía. Si, por ejemplo, tomásemos un factor de corrección de 5%, el nivel de precios de equilibrio de largo plazo alcanzaría aproximadamente 5 veces el valor del choque inicial.

Desde el punto de vista normativo, los resultados de la simulación anterior sugieren que la autoridad monetaria no debería mantener la inflación agregada cercana a cero por medio de una deflación en el sector libre, destinada a neutralizar la presión inflacionaria de los precios administrados. Esta política hasta podría ser económicamente no factible, dado que la deflación de los precios libres podría conducir a una

mayor demanda y menor oferta en este sector, generando así un desequilibrio en el mercado de bienes.

Por último, podemos observar que mientras más alta sea la tasa de inflación del sector libre, mayor será la ponderación de los ítems administrados en la economía. Para ilustrar este punto, la gráfica II compara la reacción de la tasa de inflación del sector libre ante un choque sobre los precios administrados para dos economías. Para la primera, consideramos una ponderación de ítems administrados del 20% en el IPC, señalada por una línea sólida, y para el segundo caso aumentamos esta ponderación hasta 80%, con las respuestas señaladas por líneas discontinuas. Como se aprecia, mientras mayor sea la ponderación de los ítems administrados en el IPC, más alta será la tasa de inflación del sector libre permitida por el banco central para suavizar las variaciones en los precios relativos. De esta manera, una política acomodaticia evita una caída mayor en el producto agregado.

GRÁFICA II. RESPUESTAS DE LA TASA DE INFLACIÓN DEL SECTOR LIBRE ANTE UN CHOQUE SOBRE LOS PRECIOS ADMINISTRADOS, CON DIFERENTES PONDERACIONES EN EL IPC

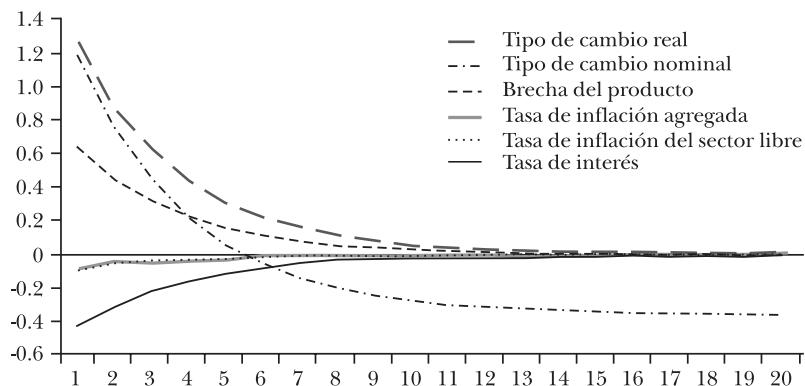


4.2.2. Respuestas a impulso ante un choque de productividad en el sector libre

En este caso, los resultados de la simulación son bastante intuitivos, como se aprecia a continuación en la gráfica III. Nuestro objetivo es contrastar estos resultados con aquellos menos intuitivos obtenidos en el caso de choque de productividad en el sector administrado.

Como sería de esperar en este caso, la tasa de interés cae en

GRÁFICA III. RESPUESTA A IMPULSO ANTE UN CHOQUE DE PRODUCTIVIDAD SOBRE EL SECTOR LIBRE



forma simultánea a la realización del choque, lo que estimula una brecha del producto más grande y por lo tanto se internalizan las ganancias de productividad del sector libre. También podemos apreciar que un choque de productividad en el sector libre conduce a una deflación en este sector, aun cuando se producen una caída en la tasa de interés y un aumento de la producción. Además, este impacto deflacionario a través de la ganancia de productividad se atenúa debido a la valuación del tipo de cambio producida por una tasa de interés real más baja. En nuestro modelo económico, en donde rige la UIP, la deflación de los precios libres alcanza 10% en $t=1$ y, en el largo plazo, el nivel de precios se estabiliza en un nivel inferior al original.

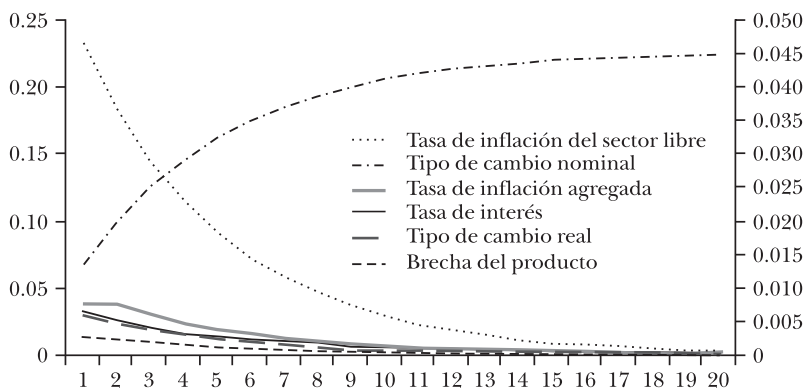
4.2.3. Respuestas a impulso ante un choque de productividad en el sector administrado

Como es de esperar, la ganancia de productividad generada por este choque causa un aumento en la brecha del producto. Sin embargo, en contraste con los resultados que se obtuvieron del choque de productividad en el sector libre, esta ganancia de productividad causa una presión inflacionaria, debido a la ecuación de formación de precios que supusimos para este sector en nuestro modelo de la economía.

La gráfica IV a continuación muestra las respuestas a impulso asociadas con este choque exógeno. Como es de esperar, este choque estimula con más fuerza a la producción del sector

administrado. Podemos apreciar que en $t=1$ la brecha del producto para este sector aumenta 5.1%. Por otro lado, la tasa de interés menor lleva a una producción mayor del sector libre, que aumenta en alrededor de 0.8%.

GRÁFICA IV. RESPUESTA A IMPULSO ANTE UN CHOQUE DE PRODUCTIVIDAD SOBRE EL SECTOR ADMINISTRADO



Para alcanzar una producción más alta en el sector administrado que en el libre, la condición de equilibrio del mercado requiere que el aumento del consumo en el primero sea mayor que el aumento del consumo en el último. Por lo tanto, se hace necesario tener un menor precio relativo de los bienes administrados. Empero, sin un choque exógeno que pueda afectar su precio directamente, los precios administrados sólo pueden aumentar a través de la inflación o la depreciación del tipo de cambio en el periodo anterior, lo cual no es el caso de $t=1$. Por lo tanto, la caída del precio relativo de los bienes administrados sólo se hace posible a través de la presión inflacionaria en el sector libre.

A su vez, esta presión inflacionaria lleva al banco central a elevar la tasa de interés nominal, aunque menos que la inflación esperada. Porque con una tasa de interés real menor (impulsada por la política), la economía puede alcanzar una brecha del producto más grande que fue causada por la ganancia de productividad.

4.3. Evaluación de funciones de utilidad alternativas

El objetivo de esta sección es discutir el tipo de índice de precios que la autoridad monetaria debería adoptar como

la meta de su política, basado en un enfoque de bienestar social.

La función objetivo del banco central fue derivada de los microfundamentos de la economía. Sus argumentos incluyen los segundos momentos de la brecha del producto, la tasa de inflación, el tipo de cambio y los precios relativos, junto con las covarianzas entre estas variables y, entre ellas y los choques exógenos incluidos en el modelo de la economía.

En un régimen de metas de inflación, no obstante, la autoridad monetaria recibe el mandato de garantizar que la tasa de inflación pueda converger hacia un determinado nivel objetivo. Su función objetivo verdadera, por lo tanto, podría diferir potencialmente de la teórica que se derivó previamente.

La experiencia internacional ha demostrado que no existe ningún caso en que la junta directiva de un banco central haya sido obligada a lograr una meta dada de inflación, sin considerar los costos sociales asociados. Existen, de hecho, arreglos institucionales que le permiten cierta flexibilidad, por ejemplo: la definición de una banda o intervalo dentro del cual la tasa de inflación es tolerada; el establecimiento de cláusulas de escape, es decir, una lista de choques predefinidos que eximen al banco central de la obligación de alcanzar la meta; y, como en el caso de Brasil, la posibilidad de que el gobernador del banco central emita una llamada Carta Abierta al Ministerio de Finanzas, explicando las razones por el fracaso en lograr la inflación objetivo. Estos recursos son importantes para permitirles a los bancos centrales apartarse lo menos posible de la política monetaria óptima. De todas formas, aún en el contexto de arreglos institucionales más flexibles, los bancos centrales tienen que preocuparse en especial de la inflación, y sobre todo cuando su credibilidad no es fuerte.

Siguiendo esta línea de argumentación, surge naturalmente la interrogante (teórica) del impacto social de tener una autoridad monetaria con una función objetivo que difiere de aquella obtenida en la sección 2.5, es decir, una cuyo único argumento sea la varianza de la tasa de inflación. A estos efectos, realizamos una simulación en la cual supusimos que el banco central elige la tasa de interés nominal de corto plazo con el propósito de minimizar la varianza de la tasa de inflación en torno al nivel objetivo.

A su vez, dicho ejercicio genera varias secuencias de las variables macroeconómicas clave. Luego, sus respectivos segundos momentos pueden imputarse de nuevo en la función objetivo referencial derivada originalmente en la sección 2.5. A este nivel de utilidad se le denota U_{CB} , donde CB representa banco central. Por lo tanto U_{CB} es el bienestar logrado cuando se conduce la política monetaria para maximizar la utilidad del banco central, es decir, aquella cuyo único argumento es la varianza de la inflación.

Computamos, a su vez, la solución asociada al problema original de optimización, utilizando las mismas secuencias de choques exógenos. Los segundos momentos asociados con las secuencias generadas en este caso nos permiten calcular la utilidad denotada por U_{CP} , denominada de esa forma por la utilidad que la economía lograría en la presencia de un planificador central.

Obsérvese que ambas mediciones se expresan en unidades de utilidad. De esta forma, la diferencia ($U_{CP} - U_{CB}$), que es una medición de la pérdida de utilidad al adoptar la función objetivo alternativa, es sensible a las transformaciones lineales de la función objetivo.

Sin embargo, podemos computar la pérdida porcentual asociada, es decir $(U_{CB}/U_{CP} - 1)$, así como la discrepancia estadística entre ambas mediciones. Esta medición de la pérdida porcentual debe, no obstante, manejarse con cautela. En primer lugar, se relaciona con la pérdida porcentual asociada a la acción de la política monetaria y no refleja la pérdida total de utilidad. Al adherirnos a las sugerencias de la literatura disponible, fueron obviados los términos independientes de la política monetaria (TIPM), como aquellos vinculados con los segundos momentos de los choques exógenos.²⁵ En segundo lugar, esta medición es sensible a las transformaciones lineales a la función de utilidad. Específicamente, obtendríamos el mismo conjunto de soluciones al resolver el problema de maximización si usáramos la función de rendimiento $F_1 = U(.)$ o $F_2 = U(.) + K$, donde K representa una constante

²⁵ Para derivar la pérdida porcentual en términos del nivel agregado de utilidad, deberíamos ir sumando los TIPM a la medición de utilidad obtenida, que a su vez alteraría la medición de la pérdida porcentual, salvo en el caso que TIPM = 0.

arbitraria. Pero la pérdida porcentual asociada a ésta última está dada por $L\% = (U_{CB} - U_{CP}) / (U_{(.)_{CP}} + K)$. Por lo tanto, si la constante arbitraria se aproxima a $-U_{CP}$, la pérdida porcentual tendería al infinito.

Por otra parte, realizamos una prueba estadística convencional en relación con la diferencia estadística entre U_{CB} y U_{CP} . Primero, se generó una distribución de la utilidad derivada de U_{CB} .²⁶ Luego, se computó el nivel de utilidad usando la función objetivo alternativa y se ubicó este nivel de utilidad en la distribución U_{CP} . Con esta información, y empleando un nivel pre-determinado de significancia estadística, se probó $H_0: U_{CB} = U_{CP}$ contra $H_1: U_{CB} < U_{CP}$.

Falta aún definir cuál índice de inflación adoptará el banco central como meta, el índice general o la inflación subyacente. Se realizó el cómputo del nivel alternativo de utilidad $-U_{CB}$ para distintos índices de inflación. A su vez estos índices fueron calculados con base en una combinación lineal de las inflaciones de los sectores libre y administrado, con ponderaciones en un rango de 0% a 100% con incrementos del 10%. Así, se utilizaron once índices de precios para estimar U_{CB} , y para cada uno pudimos evaluar en forma cuantitativa dos mediciones de pérdida de bienestar. La primera es la diferencia entre la U_{CB} para el índice de precios correspondiente y la U_{CP} . La segunda pérdida se obtiene comparando el bienestar asociado con el índice de precios que produce la máxima U_{CB} . A continuación el cuadro 2 muestra las dos mediciones de pérdida de bienestar asociadas con cada índice de precios cuando la economía experimenta todos los choques, y las pérdidas asociadas cuando la economía es perturbada por un choque específico.

La primera columna del cuadro 2 presenta la primera medición de la pérdida de bienestar, es decir, la pérdida porcentual asociada con la adopción de la función de utilidad alternativa en relación con la especificación correcta en términos teóricos. Por lo tanto, si al banco central sólo le importa la volatilidad de la tasa de inflación, utilizando un índice de precios con 20% de precios administrados se produce una pérdida

²⁶ Esta distribución fue generada de 500 series para cada choque, cada una con 500 observaciones. Los comptos de los segundos momentos fueron hechos usando los valores a partir de la realización número cincuenta.

CUADRO 2. PÉRDIDA PORCENTUAL DE UTILIDAD POR ÍNDICE DE PRECIOS ALTERNATIVO Y CHOQUE EXÓGENO

<i>Choques exógenos</i>						
<i>Ponderación de los precios administrados en el IPG</i>	<i>Función objetivo referencial</i>	<i>Índice de precios de utilidad máxima</i>	<i>Productividad sector libre</i>	<i>Tipo de cambio^a</i>	<i>Precios administrados^a</i>	<i>Tipo de interés</i>
0.0	17.5	0.11	0.44	0.00	14.59	0.00
0.1	17.5	0.00	0.24	23.04	11.15	0.69
0.2	18.1	0.71	0.09	48.69	8.15	0.69
0.3	19.3	2.22	0.01	76.96	5.59	1.38
0.4	21.2	4.54	0.00	107.85	3.52	2.07
0.5	23.9	7.71	0.07	141.62	1.91	2.76
0.6	27.1	11.72	0.22	177.75	0.79	2.76
0.7	31.2	16.61	0.44	216.75	0.13	3.45
0.8	35.9	22.33	0.75	258.38	0.00	4.14
0.9	41.4 ^b	28.99 ^b	1.16	302.36	0.36	4.83
1.0	47.6 ^b	36.51 ^b	1.66	349.21	1.23	5.52

^a Todos los elementos de la columna son estadísticamente significativos al 5%. ^b Estadísticamente significativos al 10%.

del 18%, que no es estadísticamente distinta de cero. De esta manera y desde el punto de vista estadístico, la economía que analizamos no sufre una pérdida de bienestar si la autoridad monetaria sólo considera la varianza de la tasa de inflación, en vez de intentar maximizar la función de utilidad social derivada en la sección 2.5. Obsérvese que este resultado se mantiene para el rango completo de índices de precios, salvo aquellos en donde la ponderación de los ítems administrados excede 90%.

Las mediciones de pérdida porcentual de la segunda columna fueron normalizadas con respecto al índice de precios que maximizaba la función de utilidad alternativa, aquella que pondera en 10% a los precios administrados. De allí que, desde un enfoque de bienestar social, nuestros resultados de simulación no apoyan la adopción de un índice de inflación subyacente que excluya a los ítems administrados. Además, la adopción de un índice general como meta se asocia con una pequeña pérdida de 0.7% con respecto a la adopción del índice que maximiza el bienestar, y con una pérdida de 0.6% con respecto a la adopción de un índice subyacente de bienes de precios ex administrados.

Las últimas cuatro columnas del cuadro 2 muestran, a su vez, las pérdidas porcentuales normalizadas con respecto al índice que maximiza el bienestar, suponiendo que un único choque exógeno afecta al modelo de la economía a la vez. Podemos inferir que la elección del índice de precios que maximiza U_{CB} depende del choque que se esté considerando. Por ejemplo, si el banco central cree que los choques relevantes son aquellos al tipo de cambio, existe un argumento positivo para apoyar el uso de un índice de inflación subyacente como meta, dado que la pérdida porcentual asociada con el uso de un índice de inflación general alcanza 49%. En cambio, en caso de que los choques a los precios administrados sean los relevantes, el índice de inflación objetivo debería atribuir una mayor ponderación –de 80%– a los ítems administrados, en lugar de la ponderación de 20% observado en la economía real. En este caso, la utilización de un índice de inflación subyacente llevaría a una pérdida de aproximadamente $14.6\% - 8.2\% = 6\%$.

Los resultados obtenidos, por lo tanto, son consistentes con la práctica observada de adoptar un índice de precios general como la meta,²⁷ dado que la pérdida de bienestar asociada con su empleo aparece como baja y no es estadísticamente significativa.²⁸

Sin embargo, aún asumiendo que $U_{CB} = U_{CP}$, la pérdida esperada de 18.5% asociada con la utilización del IPC general como meta es relativamente alta. Así, este resultado difiere de los presentados por Aoki (2001), King y Wolman (1999) y Woodford (2003), quienes sugieren que el banco central sólo debería minimizar la varianza de un determinado índice de precios. Una vez más, esta discrepancia puede ser el resultado de un sistema particular adoptado para nuestro modelo de la economía, con dos sectores productivos distintos e insumos importados para la producción.

²⁷ Ver Schmidt-Hebel y Tapia (2002) y también Ferreira y Petrassi (2002).

²⁸ Tome en cuenta que nuestro modelo no considera el costo en términos de transparencia ni credibilidad asociado con el uso de un índice subyacente por parte de la autoridad monetaria.

5. Conclusión

El objetivo de este trabajo fue evaluar cuantitativamente la inclusión de precios administrados en la conducción de la política monetaria, en particular para un régimen de metas de inflación. Con este fin, sugerimos un modelo recursivo de equilibrio general (de corto plazo) para una economía pequeña y abierta.

A pesar de las limitaciones inherentes a toda economía artificial y de los problemas asociados a la calidad de los datos de series de tiempo disponibles en Brasil, el modelo generó secuencias de las principales variables macroeconómicas, específicamente la brecha del producto, las tasas de inflación de los precios libres y administrados, el tipo de cambio real y la tasa de interés nominal, con sus correspondientes segundos momentos muy similares a los observados en los datos.

Hemos visto que la respuesta de la tasa de inflación de los precios libres a los choques exógenos depende del grado de acomodamiento deseado por la autoridad monetaria. En términos generales, hemos observado que la política óptima del banco central sería acomodar los choques no sólo en el corto plazo, sino que debería permitir cambios permanentes en el nivel de precios en el largo plazo. De esta manera, el banco central no debería estabilizar los precios del sector libre, en contraste con las sugerencias de Clarida, Gali y Gertler (1999) para el caso de un choque a la demanda, King y Wolman (1999) para un choque de productividad, y Woodford (2003) y Aoki (2001) para choques tanto de demanda como de oferta. El motivo detrás de este resultado yace en la caracterización de nuestro modelo de la economía, que utiliza dos sectores con tecnologías distintas. En términos intuitivos, si ambos sectores fueran iguales tecnológicamente, el banco central podría fijar la tasa de interés nominal igual a la tasa natural, de tal forma que la tasa de inflación resultante fuera cero. Contrariamente, cuando los sectores son diferentes, las variaciones en el respectivo producto potencial también difieren, al igual que la tasa de interés natural. En vista de que

la autoridad monetaria controla solo una tasa de interés, la sintonización fina de la tasa de interés para igualar la tasa natural en ambos sectores se torna más difícil.

Además, la rigidez de la regla de formación de precios administrados es importante al explicar la respuesta de la tasa de inflación de los precios libres ante choques a productividad y a los precios del sector administrado. Uno esperaría que choques positivos de productividad fueran deflacionarios para el sector afectado. Sin embargo, debido a la rigidez de los precios administrados, el ajuste de precios relativos correspondiente se lleva a cabo mediante respuestas inflacionarias en el sector libre.

Por el otro lado, las respuestas a impulso resultantes de un choque exógeno a los precios administrados muestran que la autoridad monetaria debería conducir su política permitiendo alguna presión inflacionaria en el sector libre. Este acomodamiento deberá ser mayor cuanto más alta sea la ponderación de los ítems administrados en la canasta de consumo, para neutralizar parcialmente los cambios de precios relativos causados por el choque.

Por lo tanto, nuestros resultados nos permiten obtener mayor comprensión que la que podría obtenerse de un modelo unisectorial. Debido a que una inflación esperada mayor puede lograrse a través de una tasa de inflación de los precios administrados más alta y deflación o estabilidad de precios en el sector libre, o bien, mediante inflación en ambos sectores.

Las simulaciones de los resultados de bienestar no apoyaron la adopción de un índice de inflación subyacente que excluya los bienes administrados como meta de la política monetaria. Lo que es más, el índice de precios que maximiza el bienestar social depende del tipo de choque que enfrente la economía. Por ejemplo, ante un choque a los precios administrados, el empleo de un índice de precios al consumidor general como objetivo monetario conduciría al modelo de la economía a un mayor bienestar en comparación con aquel que resultaría de emplear como meta a un índice subyacente de precios ex administrados.

Como todo modelo de una economía, el que se construyó para el presente análisis es una simplificación útil de la realidad. Extensiones futuras de esta investigación podrían incorporar una decisión de inversión autónoma y formación de

capital, tales que pudiéramos analizar el comportamiento de largo plazo de la economía. Otra extensión podría ser introducir al gobierno en el modelo, dado que la introducción de precios administrados afecta la respuesta óptima de las tasas de interés y, en un contexto de dominancia fiscal, si el gobierno es un agente altamente endeudado en la economía, dichos precios seguramente afectarían la respuesta monetaria óptima.

Por último, este estudio omitió considerar cuestiones de credibilidad del régimen de metas de inflación. Este tema cobra relevancia al enfrentar choques de empuje de costos, como son los choques a la productividad, al tipo de cambio, a la tasa de interés internacional y a los precios administrados. Hemos demostrado en este último caso que, con una ponderación mayor de los ítems administrados, más alta será la presión inflacionaria. Puede que la respuesta óptima del banco central no sea tan acomodaticia si tales presiones inflacionarias amenazan la credibilidad del régimen de metas de inflación.

Apéndice

CUADRO A.1. RESUMEN DE PARÁMETROS CALIBRADOS

<i>Parámetro</i>	<i>Valor</i>	<i>Fuente</i>
Parametrización con base en observaciones de datos agregados		
δ (Ponderación de bienes libres IPG)	0.8	IPG, IBGE
α_A (Participación del trabajo en el ingreso, sector administrado)	0.7	Estadísticas de cuentas nacionales, IBGE
α_L (Participación del trabajo en el ingreso, sector libre)	0.85	Estadísticas de cuentas nacionales, IBGE
β (Factor de descuento intertemporal)	0.985	Datos históricos sobre la tasa de interés real (Selic- IPG)
A_L (Productividad total de los factores, sector libre)	1	Normalizado
A_A (Productividad total de los factores, sector administrado)	0.44	
N_A (Nivel de empleo, sector administrado)	0.54	
N_L (Nivel de empleo, sector libre)	1	Normalizado
Parametrización con base en la literatura disponible		
α (Grado de rigidez)	0.25	Naish (1994)
ξ (Elasticidad de sustitución de bienes diferenciados)	4	Parrado (2004) y Gironni e Rebucci (2001)
θ_F (Elasticidad de exportaciones al tipo de cambio real)	0.8	Faini <i>et al.</i> (1999)
σ (Inverso de elasticidad de sustitución intertemporal)	2.25	Araujo e Issler (2004)
ϕ (Inverso de elasticidad del trabajo al salario real)	0.5	Fernandes <i>et al.</i> (2004)
Parámetros estimados		
Choque a la tasa de interés externa		
ρ_{r^*} (coeficiente autorregresivo)	0.9	
σ_{r^*} (desviación estandard)	0.003	
Choque al ingreso externo		
ρ_{y^*} (coeficiente autorregresivo)	0.8	
σ_{y^*} (desviación estandard)	0.004	
Choque a la demanda		
ρ_B (coeficiente autorregresivo)	0	Estimado
σ_B (desviación estandard)	0.05	

Choque al tipo de interés	
ρ_i (coeficiente autorregresivo)	-0.35
σ_i (desviación estandar)	0.008
Choque al tipo de cambio	
ρ_c (coeficiente autorregresivo)	0
σ_c (desviación estandar)	0.06
Choque a los precios administrados	
ρ_a (coeficiente autorregresivo)	0
σ_a (desviación estandar)	0.03
Choque de productividad – sector libre	
ρ_{AL} (coeficiente autorregresivo)	0.7
σ_{AL} (desviación estandar)	0.03
Choque de productividad – sector administrado	
ρ_{AA} (coeficiente autorregresivo)	0.8
σ_{AA} (desviación estandar)	0.04
Coeficientes de la regla de formación de precios administrados	
ψ (coeficiente de ajuste de precios relativos)	0.8
ϖ (coeficiente de ajuste por inflación pasada)	0.9

CUADRO A.2. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LAS DESVIACIONES ESTÁNDAR A LAS VARIACIONES EN LOS VALORES DE LOS PARÁMETROS

<i>Parámetro</i>	<i>Valor usado</i>	<i>Desviaciones estándar</i>					
		<i>Adminis- trado</i>	<i>Tipo de cambio</i>	<i>Brecha</i>	<i>Libre</i>	<i>Tasa de interés</i>	
Calibración adoptada		0.033	0.087	0.028	0.015	0.029	
Límite sup. int. de conf. 95%		0.035	0.096	0.031	0.017	0.032	
Límite inf. int. de conf. 95%		0.031	0.078	0.025	0.013	0.026	
σ	2.25	3.5	0.036	0.093	0.025	0.023	0.032
		0.6	0.032	0.082	0.049	0.011	0.019
ϕ	2	10	0.044	0.081	0.022	0.037	0.041
		0.5	0.034	0.092	0.029	0.017	0.020
ρ_B	0	0.09	0.033	0.186	0.142	0.016	0.034
		-0.9	0.033	0.088	0.028	0.016	0.032
θ_F	0.8	2	0.034	0.059	0.030	0.020	0.042
		0	0.034	0.097	0.022	0.018	0.030
ξ	4	11	0.032	0.087	0.029	0.005	0.025
		2	0.041	0.088	0.029	0.034	0.039
α	0.25	0.08	0.032	0.100	0.030	0.002	0.020
		0.15	0.036	0.082	0.027	0.026	0.035
β	0.985	0.99	0.033	0.089	0.029	0.016	0.029
		0.95	0.033	0.086	0.028	0.015	0.029
ψ	0.8	0.95	0.038	0.088	0.030	0.025	0.035
		0	0.038	0.087	0.028	0.012	0.027

α_A	0.7	1	0.039	0.087	<i>0.024</i>	0.029	0.035
		0.1	0.033	0.086	0.035	<i>0.012</i>	0.028
α_L	0.85	0.95	0.032	0.099	0.031	<i>0.005</i>	<i>0.024</i>
		0.4	0.033	<i>0.052</i>	0.032	<i>0.006</i>	0.050
ρ_{AA}	0.8	0.9	0.033	0.088	0.029	0.016	0.029
		0	0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
ρ_{AL}	0.7	0.9	0.034	0.112	0.045	0.017	0.027
		0	0.032	<i>0.078</i>	<i>0.020</i>	0.015	0.042
ρ_{i^*}	0.9	0	0.032	<i>0.072</i>	0.028	<i>0.013</i>	0.028
		1	0.034	0.089	0.031	<i>0.007</i>	<i>0.025</i>
δ	0.8	0.20	0.052	0.099	0.025	0.056	0.042
		0.9	0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
ρ_{YF}	0.8	0	0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
		0.7	0.045	0.218	0.029	0.032	0.051
ρ_c	0	-0.9	0.034	0.095	0.029	0.015	0.033
		0.9	0.072	0.096	0.036	0.059	0.065
ρ_{adm}	0	-0.9	0.053	0.087	0.028	<i>0.013</i>	0.030
		0.4	0.045	0.095	0.035	0.037	0.029
ρ_i	-0.35	-0.45	0.033	0.088	0.028	0.015	0.029
		1	0.032	0.089	0.029	0.016	0.029
$\bar{\omega}_A$	0.9	0	0.066	0.079	0.027	0.014	0.037

NOTA: Los números en cursiva son aquellos que yacen por debajo del límite inferior del intervalo de confianza de 95%, mientras que los que están sombreados exceden el límite superior.

Referencias

- Amato, J., y T. Laubach (2003), “Rule of thumb behavior and monetary policy”, *European Economic Review*, vol. 47, n^o 5, pp. 791-831.
- Aoki, K. (2001), “Optimal monetary policy responses to relative price changes”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, n^o 1, pp. 55-80.
- Araújo, F., y J. V. Issler (2004), *Identificação do fator estocástico de descontos e algumas implicações sobre testes de modelos de consumo*, Banco Central do Brasil (Trabalhos para Discussão do, n^o 86).
- Calvo, G. (1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.
- Clarida, R., J. Gali, y M. Gertler (1999), “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 1661-1707.
- Clarida, R., J. Gali, y M. Gertler (2001), *Optimal monetary policy in closed versus open economies*, NBER (Working Paper, n^o 8604).
- Dixit, A., y J. Stiglitz (1977), “Monopolistic competition and optimum product diversity” *American Economic Review*, vol. 67, pp. 297-308.
- Faini, R., L. Pritchett, F. Clavijo, M. G. Dagenais y P. A. Muet (eds.) (1992), *Import Demand in Developing Countries*, Chipman and Hall, Londres.
- Fernandes, R., Amaury P. Gremaud y R. T. Narita (2004), *Estrutura tributária e formalização da economia: simulando diferentes alternativas para o Brasil*, Anais do XXVI Encontro Brasileiro de Econometria, João Pessoa, PB, Brasil.
- Ferreira, T., y M. Petrassi (2002), *Regime de metas para a inflação: resenha sobre a experiência internacional*, Banco Central do Brasil (Notas Técnicas, n^o 30).
- Figueiredo, F., y T. Ferreira (2002), *Os preços administrados e a inflação no Brasil*, Banco Central do Brasil (Trabalhos para Discussão, n^o 59).

- Freitas, P. S. de (2005), *Preços Administrados e Política Monetária. PhD Dissertation*, Dept. of Economics, Universidade de Brasília.
- Ghioroni, F., y A. Rebucci (2001), *Monetary Rules for Emerging Market Economies*, texto mimeografiado.
- King, R., y A. L. Wolman (1999), “What should the monetary authority do when prices are sticky?”, en J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 349-398.
- Mankiw, N. G., y R. Reis (2003), “What measure of inflation should a central bank target?”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, n^o 5, pp. 1058-1086.
- Minella, A., P. Freitas, I. Goldfajn y M. Muinhos (2003), “Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, n^o 7, pp. 1015-1040.
- Naish, H. F. (1994), “On the infrequent adjustment of prices by firms”, *Economic Inquiry*, vol. 33, n^o 4, pp. 642-654.
- Parrado, E. (2004), *Inflation Targeting and Exchange Rate Rules in an Open Economy*, FMI (Working Paper, n^o 24).
- Rotemberg, J., y M. Woodford (1997), “An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy”, en *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Massachusetts, pp. 297-346.
- Schmidt-Hebel, K., y M. Tapia (2002), *Monetary policy implementation and results in twenty inflation targeting countries*, Banco Central de Central (Documentos de Trabajo, n^o 166).
- Soderlind, P. (1999), “Solution and estimation of RE macro-models with optimal policy”, *European Economic Review*, vol. 43, n^o 4, pp. 813-823.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.

**A STUDY ON ADMINISTERED PRICES
AND OPTIMAL MONETARY POLICY:
THE BRAZILIAN CASE**

Paulo Springer de Freitas,
Mirta Noemi Sataka Bugarin

A study on administered prices
and optimal monetary policy:
the Brazilian case

CENTRAL BANK AWARD "RODRIGO GÓMEZ, 2007"

1. Introduction

Brazil adopted the inflation-targeting regime since 1999. Accordingly, the monetary authority sets the short run basic interest rate, the Selic rate, in such a way that the resulting inflation rate is kept within a pre-determined interval. Ever since its implementation, one of the most challenging issues for the policy makers is the evolution of the so-called administered prices of the economy. Administered goods and services have rigid pricing rules based on past inflation and/or exchange rate variation, as opposed to the other goods – henceforth called free goods– whose pricing dynamics are more closely related to the supply and demand conditions of the economy. According to Minella et al. (2003):

“The administered by contract or monitored prices –administered prices, for short– have increased by substantially more than the other prices –market prices, for short. Considering the period since the start of inflation targeting in Brazil, the ratio of administered prices to market prices has increased 31.4% (1999:7 - 2003:2). The administered prices are defined as those that are relatively insensitive to domestic demand and supply conditions or that are in some way regulated by a public agency.”

The aim of the present study is to derive and analyse the (optimal) reaction function of the monetary authority facing different exogenous shocks, given the additional friction introduced into the model economy by administered prices. In particular, since the implementation of the inflation targeting regime in 1999, the Brazilian monetary authority has been facing non trivial challenges imposed by the inflexible structure of administered prices. Between July 1999 and December 2004, the inflation rate of the free prices sector was 45%, while the inflation rate of the administered price sector reached 90%. Meanwhile, the weight of the administered items in the CPI jumped from 20% to 30%.

The rigid backward looking pricing rules set forth in the contracts of those administered goods and services leads to a

limitation on the effectiveness of monetary policy in the short run. Moreover, the necessary adjustment of relative prices following an exogenous shock induces an adjustment of the free sector nominal prices, instead of the administered sector prices. For instance, as shown in section 6 below, a (positive) productivity shock in the administered sector can generate a paradoxal inflationary pressure. For the corresponding increase of the administered good output may be brought about by a free sector's price increases. Therefore, the higher inflation rate of the administered prices combined with a high and growing participation of the administered sector in the consumer price index has been posing a challenge for the drive of monetary policy.

Accordingly, the optimal response of interest rates, inflation, exchange rate and output gap to exogenous shocks to prices and productivity of the controlled sector will be analysed in this study. We will also address the question of the type of inflation index that should be chosen in the design of the inflation targeting by means of a welfare analysis.

The introduction of an administered or controlled sector into the model economy is crucial to understand the (differentiated) optimal response of the monetary authority to exogenous shocks. If the impact of a price shock of the administered sector can be approximated by a cost shock in a one good model, the best policy response is, as suggested by Clarida, Gali and Gertler (1999), to partially accommodate the inflationary pressure, hence leading to a temporary increase in the inflation rate. But with this one sector model nothing can be said about the optimal path of relative prices. As we will show, the best response in a two sector model economy is to let the inflation rate of the free sector to rise, partially neutralising the impact of such a shock on relative prices.

The second considered aspect in this study is related to an important question for the design of the inflation-targeting regime. There is a controversial ongoing debate in Brazil about which inflation index should be chosen as the target. The recent experience shows that the inflation rate of the administered prices is higher than the one of the free sector prices. This evidence could in turn lead to argue that a core inflation measure, which excludes the administered items, should be a better target. In this case, the central bank would

not need to react over-increasing the interest rate with the objective of taming the inflation of the non-administered sector in order to comply with the targeted inflation rate. Hence, if the core inflation rate is taken as the target, the interest rate could be set at a lower level, helping to stimulate the economic activity. Supporters of the adoption of a core index also stress the fact that the lower sensitivity of administered prices to monetary policy is a further reason for not including such prices in the targeted index.

Nevertheless, according to Schmidt-Hebbel and Tapia (2002) there are at least two important arguments to support the adoption of a headline inflation index. The first one is related to the issue of the perceived credibility and transparency of the monetary policy. The second reason is based on the relative weight of the excluded items from the index in the representative consumption bundle. Hence, real wages could vary even though the core inflation is stable, causing negative social effects on the population. Finally, the higher sensitivity of the headline inflation rate to changes in relative prices constitutes another important factor in favor of its use as the targeted inflation measure.

Moreover, according to those authors and also to Ferreira and Petراسi (2002), about 75% of all the central banks adopting the inflation targeting regime set the headline inflation rate as target. In the present study we will show that the adoption of a core inflation rate as the target cannot be supported as the best choice in our model economy from a social welfare point of view.

Methodologically speaking, we built a theoretical model extending the dynamic general equilibrium neo-Keynesian model suggested by Rotemberg and Woodford (1997), Woodford (2003) and, particularly, by Aoki (2001). The extension herein considered includes two types of goods (administered and free goods) and two sources of price rigidity. The first one is based on the Calvo (1983)'s type rigidity where some firms are not allowed to adjust prices at every period, whereas the second source is related to the introduction of an administered sector with a backward looking pricing dynamics, based on past inflation and exchange rate variation. Hence, based on this characterisation at hand, there is a set of prices that are less sensitive to short run monetary policy

measures, and the corresponding adjustments in relative prices caused by the exogenous shocks are brought about by the variation of the free sector prices of the economy.

This paper is organised as follows. Section 2 presents the characterisation of our model economy in order to derive the aggregated demand function, the Phillips curve for the free sector inflation rate, the exchange rate determination equation and the central bank objective function, given the price adjustment rule for the administered sector. Also in this section the recursive equilibrium concept is defined, which is numerically computed in this study. Section 3 introduces the adopted methodology to parametrise the model, and summarises the reduced form of our artificial economy. Section 4 analyses the main simulation results obtained in this study. First, we compare the standard deviation of the artificially generated series with the ones of the observed series. It will be shown that the artificial economy herein suggested reproduces the observed volatility in a fair manner. Second, we describe the impulse-responses to exogenous price and productivity shocks to the administered sector. Then, we quantitatively assess the utilisation of alternative inflation indexes as policy target within a social welfare analysis framework. Finally, the last section concludes pointing out some possible extensions for future research.

2. The model economy

In this section we develop the basic elements of our artificial economy based on five building blocks: the consumers, the firms, the central bank problem, the pricing rule for the administered sector and the exchange rate determination.

2.1. The consumers

The consumers of this economy face an intertemporal problem, which consists of optimally choosing between income and leisure through time and, an intratemporal problem of choosing among different types of consumption goods available in the economy. There are two sectors in the economy where consumers are allocated to work. Although workers can decide over their working time, they cannot choose the firm where they work. The so called free-sector is composed by a continuum of differentiated goods, produced by monopolistically competitive firms, and the administered sector comprises only one producer.¹ Correspondingly, we assume that there are $N = N_A + 1$ agents (consumers/workers), N_A as the number of workers allocated into the administered sector and a continuum of unitary mass into the free sector.² Setting up the corresponding intertemporal optimisation problem, the log-linearisation of the Euler equation give us the following optimal consumption path:

$$(1) \quad \hat{C}_t = E_t \hat{C}_{t+1} - \sigma^{-1} \left(E_t \hat{R}_{t,t-1} - E_t \hat{\pi}_{t-1} + \left(E_t \hat{B}_{t-1} - \hat{B}_t \right) \right),$$

¹ The solution for this type of problem is standard in the literature and is available in Woodford (2003) and Aoki (2001) among others.

² As Woodford (2003) argues, if we assume that there is a perfect insurance market, the solution of the problem with fixed allocated labour supply is the same one where each worker decides the amount of hours she/he will allocate to each activity. The hypothesis of existence of a perfect insurance market, given the assumption of homogeneity of agents, is also important to guarantee that the consumption decision is the same for all agents. Therefore, we will be able to work with aggregate –instead of individual– consumption.

where C denotes the consumption aggregator (defined below) of free and administered goods; B is a demand shock, identical for all agents; π is the aggregated inflation rate; $R_{t,t+k}$ is the gross interest rate, i.e. $R_{t,t+k} = 1 + i_{t,t+k}$, i denoting the interest rate between periods t and $t+k$ and, σ is the inverse of the intertemporal elasticity of substitution in consumption evaluated at steady state,³ that is,

$$(2) \quad \sigma = -\frac{U_{11}C}{U_1},$$

and the upper symbol “ \wedge ” indicates, as usual, the percentage deviation of the variable from its steady state value.

Equation (1) above indicates that the consumption path is completely forward-looking, depending solely on expected future consumption and not on past consumption. As suggested in the literature, an increase in the expected future consumption stimulates current consumption, given the agents’ desire to equalise the marginal utility derived from his/her consumption at every period, and adjusted by the interest rate and the intertemporal discount factor. Moreover, given $\sigma > 0$, an increase in the real interest rate,

$$\left(E_t \hat{R}_{t,t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1}\right),$$

leads to a fall in consumption, reflecting the intertemporal substitution effect. On the other side, the term,

$$E_t \hat{B}_{t+1} - \hat{B}_t,$$

could be interpreted as a shock to demand, in such a way that if this shock is assumed to be generated by an stationary AR(1) process, a positive shock realisation has positive impact on current consumption.

In order to derive the aggregate demand of the economy we need to add the foreign demand to the previously obtained domestic demand function. The relationship between domestic consumption, foreign consumption, C_W , and

³ The parametre σ can be alternatively interpreted as the consumption smoothing parametre. The higher its value the smoother will be the optimal utility path.

the output gap is given by the following expression.⁴

$$(3) \quad \hat{Y}_t = (1 - k_w) \hat{C}_t + k_w \hat{C}_{w,t},$$

where $k_w \equiv \frac{C_w}{Y}$ denotes the foreign consumption participation into aggregate output at steady state.

Now, substituting (3) into (1), we obtain the expression for the aggregated demand function (IS curve) in terms of the output gap.

$$(4) \quad \hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - (1 - k_y) \sigma^{-1} \left[E_t \hat{R}_{t,t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1} + (E_t \hat{B}_{t+1} - \hat{B}_t) \right] - k_y (E_t \hat{C}_{F,t+1} - \hat{C}_{F,t}),$$

This function preserves the same properties of the IS curve expression (1) above. A higher expected future income increases current income, the real interest rate depresses output by means of a reduction in consumption, weighted by the participation of domestic consumption in aggregate income $(1 - k_w)$, and a demand shock affects production positively through increases in domestic consumption. The last term of expression (4) accounts for the expected expansive impact of an increase in foreign current demand on aggregated demand, which is weighted by the participation of foreign consumption in aggregate output (k_w) .

In order to find the solution of the intratemporal problem we start by defining the consumption aggregator as the following expression.

$$(5) \quad C_t = \frac{C_{F,t}^\delta C_{A,t}^{(1-\delta)}}{\delta^\delta (1-\delta)^{1-\delta}},$$

where C_F denotes the consumption of free goods by agent i ; C_A refers to the consumption of administered goods and, the parameter $\delta \in (0,1)$ is the share of free goods in the consumption

⁴ It is assumed that in the long run the trade balance is zero. Nevertheless, there is not necessarily an equilibrium trade balance in the short run, for the exogenous shocks can have different effects on the domestic demand for imported inputs and on the foreign demand for domestic production. In this case, it is assumed that the trade balance is in equilibrium by means of an international insurance market.

bundle when the price index is defined as follows.⁵

$$(6) \quad P_t = P_{F,t}^\delta P_{A,t}^{1-\delta} .$$

The free goods sector consists of a *continuum* of goods with an aggregator function⁶ defined below.

$$(7) \quad C_{F,t} = \left[\int_0^1 c_t(z)^{\frac{\xi-1}{\xi}} dz \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} ,$$

where $\xi > 1$ represents the elasticity of substitution among the differentiated goods.

The solution to the consumers' intratemporal optimisation problem consists of determining the optimal consumption $C_{A,t}$ and $C_{F,t}$ given the aggregated consumption C_t . This solution can be attained maximizing (3) on C_A and C_F subject to the following per-period budget constraint.

$$(8) \quad P_{L,t} C_{F,t} + P_{A,t} C_{A,t} \leq F_t ,$$

where F_t denotes the agent i income at t ; $P_{A,t}$ the price of administered goods in t and, $P_{F,t}$ the price aggregator of the free sector defined below.

$$(9) \quad P_{F,t} = \left[\int_0^1 X_t(z)^{1-\xi} dz \right]^{\frac{1}{1-\xi}} ,$$

where $X_t(z)$ represents the price set by the producer of the free sector good indexed by z .

Therefore, the demand for the free sector's goods and the administered sector goods are given respectively by:

$$(10) \quad C_{F,t} = \delta \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-1} C_t$$

and:

⁵ P_t represents the price level that maximises utility, given an unitary income. This value is obtained substituting the consumption of the free sector and the administered sector, equations (9) and (10), into the consumption aggregator (5) and, finally, substituting C_t into the budget constraint (8) setting $F_t = 1$.

⁶ This is the Dixit and Stiglitz (1977) aggregator, standard in the literature of differentiated goods.

$$(11) \quad C_{A,t} = (1 - \delta) \left(\frac{P_{A,t}}{P_t} \right)^{-1} C_t.$$

Thus, when both prices are equal, the proportion between the consumption of the free and administered sectors goods into total consumption, δ and $(1 - \delta)$ respectively, would be the same as the contribution of those prices into the aggregated price index. Also, as expected, the relative weight of each type of good into aggregate consumption depends inversely on the corresponding relative price. Moreover, the differentiated z goods of the free sector have the respective relative demand function given by the expression below.

$$(12) \quad C_{F,t}(z) = \left(\frac{X_t(z)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{F,t} = \delta \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-1} \left(\frac{X_t(z)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_t$$

2.2. Firms of the non-administered (free) sector

Recall that in our model economy there are two types of firms. The first one produces the differentiated non-administered (free) goods (y_z) and it is assumed there is a unitary mass continuum of firms. The second type is assumed to be a single firm producing the administered good (Y_A). The available technologies to those firms are characterised by the following production functions.

$$(13) \quad y_{F,t} = A_{F,t} N(z)^{\alpha_F} M(z)^{1-\alpha_F}$$

$$(14) \quad Y_{F,t} = A_{F,t} N_F^{\alpha_F} M_F^{1-\alpha_F}$$

$$(15) \quad Y_{A,t} = A_{A,t} N_A^{\alpha_A} M_A^{1-\alpha_A}$$

where y_z denotes the output of the z firm pertaining to the non-administered sector; Y_i the aggregated output of both sectors ($i = F$ and A);⁷ N_i is the labour employed in sector i ; M is the quantity of imported input, and, A_i is the productivity parametre of sector i , which is assumed to be governed by a stable stochastic process AR(1). Observe that all firms of the

⁷ In order to derive expression (14) from (13), we have to assume that the elasticity of substitution of foreign demand for the differentiated goods is the same as the domestic one.

non-administered sector face the same stochastic shock $A_{F,t}$.

Now we turn our attention to a friction introduced by a price rigidity as suggested by Calvo (1983) for the firms producing in the non-administered sector. Hence, we assume that those firms face a probability α of keeping previous period's prices and a probability $(1 - \alpha)$ of freely adjusting them. Therefore, the problem of these firms is to choose the price for its differentiated product, X_t , in such a way to maximise the corresponding expected profit, that is,

$$(16) \max_{X_t} \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k E_t \left\{ R_{t,t+k}^{-1} \left[y_{z,t+k}(X_t; P_{F,t+k}, P_{t+k}, C_{F,t+k}) \cdot X_t - y_{z,t+k} c(w_{t+k}, e_{t+k}) \right] \right\},$$

where $c(\cdot)$ denotes the marginal cost, which is in turn function of the nominal exchange rate, e , and the nominal wage, w .

With some algebraic manipulation we can derive the first order conditions to the above problem and the related Phillips curve for the non-administered sector,⁸ that is,

$$(17) \quad \hat{\pi}_{F,t}^L = k_1 (\hat{Y}_{F,t}^N - \hat{Y}_{F,t}^N) + \beta E_t \hat{\pi}_{F,t+1} + k_2 \hat{x}_{F,t} + k_3 \hat{q}_t,$$

where k_1 , k_2 and k_3 are functions of the model's basic parameters; $\hat{Y}_{F,t}^N$ is the natural output of the economy, defined as the one obtained under flexible prices. $\hat{Y}_{F,t}^N$ is a linear function of the exogenous shocks to domestic demand, to foreign demand and to productivity of the free sector, with the related coefficients determined from the basic parameters of the model economy.

The above Phillips curve shows that the inflation of the free sector depends on the difference between the output gap and the natural output gap (first term of the right hand side), on the expected inflation of the free sector for the following period (second term), on the ratio of free goods price to the aggregate price index ($\hat{x}_{F,t}$) and, on the real exchange rate (last term). It is important to notice that all variables are expressed as percentage deviation from the corresponding steady state values.

The first coefficient related to the difference between the

⁸ The derivation of the Phillips curve closely follows Aoki (2001) and it is available under request to the authors.

output gap and the non-inflationary gap denoted by k_1 is always positive. This means that an increase in this differential, raises the marginal cost of the firms, pushing up the inflation rate.

The second coefficient indicates that the impact of next period's expected inflation of the free sector is captured by the intertemporal discount rate, β . This is also a common result in the literature, meaning that since firms know that they face a probability of not being able to adjust prices at every period, they have to take into consideration the expected inflation during the periods when prices have to remain fixed.

Moreover, the signs corresponding to the impact of relative prices (x_F) as well as of the real exchange rate (q) are undetermined, for the signs of both coefficients k_2 and k_3 are sensitive to the values chosen for the parameters of the economy. Regarding k_2 , the final impact on inflation will depend on the offsetting effects of the inflationary impact of an increase in marginal costs and the deflationary impact associated with the mean reversion nature of the process. Concerning the increase in marginal costs, notice that for a given consumption level of the free good, the higher its relative price, the higher the total consumption, as expression (10) above indicates. Hence, the lower the associated marginal utility derived from its consumption. In turn, the equilibrium condition for the labour market, derived from an optimal choice between labour and leisure, requires an increase in real wages (pushing up the marginal cost) in order to increase production and match the higher consumption. On the other side, we can observe that there is a mean reversion process in such a way that if prices of the free sector are above the equilibrium level, there is a declining tendency of the corresponding relative price, hence a lower inflation in the free sector.

The coefficient of the real exchange rate k_3 has neither a definite sign. On one side the exchange rate devaluation has an impact on marginal cost, pushing up costs and inflation. On the other, there is a negative impact on real wages, pressing down the inflation rate.

Moreover, it is important to observe that for the above Phillips curve specification, what matters for the determination of the inflation rate on the free sector is the *level* of the *real*

exchange rate, with a non-determined sign. In the majority of the existing specification in the literature, the inflation rate depends instead on the *variation* of the *nominal* exchange rate. This latter result is a consequence of modelling imported goods as consumption goods, such that the inflation index is a linear combination between the domestic inflation, which is independent of the exchange rate, and the nominal exchange rate variation, which is taken as a proxy for the inflation of imported consumption goods.

In the model herein adopted, the inflation rate corresponds to the domestic one, for all goods are domestically produced, even though using imported inputs. This modelling option is based on two considerations. The first refers to the simplification of the dimension of the consumer's maximisation problem: if imported goods were treated as a final consumption good, the consumers would need to choose among three types of goods –imported, administered and free sector goods. The second reason is to make the model more realistic: even an apparently imported good has a non trivial domestic content represented by domestic transportation and retailing costs.

Finally, the aggregated inflation rate depends positively on the *variation* of the *nominal* exchange rate, due to the inclusion of the administered sector into this index, as shown in section 2.4 below.

2.3. The producer of the administered sector

The firm acting in the administered sector obeys a pricing rule and produces just the output demanded at that price. The dynamics of the price setting is assumed to follow this motion:

$$(18) \quad \hat{p}_{A,t} = \hat{p}_{A,t-1} + \psi \left(\omega \hat{\pi}_{t-1} + (1-\omega) \Delta \hat{e}_{t-1} \right) - (1-\psi) \hat{x}_{A,t-1} + \varepsilon_t^{adm}.$$

Or similarly:

$$(19) \quad \hat{\pi}_{A,t} = \psi \left(\omega \hat{\pi}_{t-1} + (1-\omega) \Delta \hat{e}_{t-1} \right) - (1-\psi) \hat{x}_{A,t-1} + \varepsilon_t^{adm},$$

where p_A represents the price level of administered goods; π is the headline inflation; π_A denotes the inflation rate of administered prices; Δe corresponds to the first difference of the

logarithm of nominal exchange rate; x_A is the price of administered goods relative to the general price index; ψ and ω are coefficients between 0 and 1; ε^{adm} is a stable exogenous AR(1) innovation process to the price of the administered sector with a persistence parametre given by ρ_{adm} .

The above equation (19) indicates that the price of the administered sector is adjusted by a linear combination of the previous period headline inflation and nominal exchange rate variation, weighted by ω and $(1 - \omega)$ respectively, adjusted by the relative price prevailed in the previous period by a factor of $(1 - \psi)$.

Observe that when the adjustment parametre (ψ) equals one, the inflation rate of the administered sector has a completely backward looking behaviour, for it is just a function of previous period inflation and exchange rates variations. The introduction of an adjustment factor into the administered sectors' pricing rule is important to yield a stationary solution to the model economy. Moreover, observe that the producer of this administered sector does not need to solve an optimisation problem⁹ because prices are set according to the rule (18) and the supplied output is just equal to the demanded amount. Thus, in the case where $\psi = 1$, changes in relative prices may become permanent, once there is no mechanism to induce relative prices to follow a converging path to long run equilibrium.¹⁰ One could argue that movements in nominal free prices could lead to relative prices convergence. But given the indexation process governing administered price inflation, movements in nominal free prices may not be –and, for the parametres chosen, are not– enough to generate a stationary solution.

In the Brazilian economy, the administered price adjustment process described by equation (18) is included in the prevailing contracts for the so-called public utility services and telecommunications. The prices of these services are

⁹ Observe that the demand for labour and for imported inputs is based on the profit maximisation condition. We assume that firms in both sector act in a perfectly competitive inputs' markets.

¹⁰ In fact, without the relative price correction factor, a price shock of the administered sector would lead to a permanent increase in the long run inflation rate, with prices growing indefinitely.

periodically revised in such a way to preserve the economic and financial equilibrium of the firms and also to internalise the productivity gains through prices. In terms of the model economy, this means that the administered price has to be adjusted downwards if it increases above the inflation rate of the non-administered sector. As another illustration, we can refer to the Brazilian energy crises of 2001. During that period, there was a consensus among firms and regulators that a price adjustment of approximately 50% would be needed in order to compensate for the cost push shock, and this adjustment was divided along several years. In other words, despite the huge magnitude of the shock, the relative price adjustment, captured in our model by the *pass-through* factor $(1-\psi)$, allowed the effects of the shock to be split along several periods.

2.4. Aggregate inflation

The Phillips curve for the headline inflation can be obtained through the log-linearisation of the price index given by equation (6). Here again the variables are measured as percentage deviations from the corresponding steady state values.

$$(20) \quad \hat{\pi}_t = (1-\delta)\hat{\pi}_{A,t} + \delta\hat{\pi}_{F,t}.$$

Substituting in the corresponding expressions for the free sector inflation (17) and the administered inflation (19), we obtain the following Phillips curve in terms of the aggregate inflation rate.

$$(21) \quad \begin{aligned} \hat{\pi}_t = & \delta k_1 (\hat{Y}_{L,t} - \hat{Y}_{L,t}^N) + \delta \beta E_t \hat{\pi}_{F,t+1} + (1-\delta)\psi\omega\hat{\pi}_{t-1} + (1-\delta)\psi(1-\omega)\Delta\hat{e}_{t-1} \\ & + \delta k_2 \hat{x}_{F,t} + (1-\psi)\frac{\delta}{1-\delta}\hat{x}_{F,t-1} + \delta k_3 \hat{q}_t + (1-\delta)\varepsilon_t^{adm}. \end{aligned}$$

Observe that in this aggregate case, the inflation rate is a function of both the level of the real exchange rate (seventh term) as well as the variation of the nominal exchange rate (fourth term). The coefficient of the latter is strictly positive as suggested by the usual specification found in the literature.

2.5. The central bank

We assume that the monetary authority aims to maximise

the following social welfare function consisting of the aggregated individual utility functions.

$$(22) \quad W_t = NU(C_t; B_t) - \int_0^1 v(N_{L,t}^i(z)) dz - N_A v(N_{A,t}),$$

where $N = N_A + 1$ represents the total number of agents in the model economy. In other words, the total number of agents consists of the sum of N_A agents engaged into the production of administered goods and a unitary mass allocated into the free sector production of z differentiated goods; $U(C_t; B_t)$ is the utility function, where, besides satisfying the usual properties, i.e. $U_1 > 0$ and $U_{11} < 0$, we further assume that $U_2 > 0$ and $U_{21} > 0$; and $v(\cdot)$ denotes the disutility function derived from work, such that $v' > 0$, $v'' > 0$.

The derivation of the central bank's utility function follows the procedure suggested by Woodford (2003) and Aoki (2001). In short, we take the Taylor series expansion of the above function W_t around the steady state values up to the second order term, disregarding the higher order terms and those which do not depend on monetary policy, like the second moments of the exogenous shocks. The resulting utility function is the following expression:¹¹

$$(23) \quad E(W_t) = w_1 E(\hat{Y}_t^2) + w_2 E(\hat{x}_{A,t-1}^2) + w_3 E(\hat{q}_t^2) + w_4 E(\hat{\pi}_{F,t}^2) + w_5 E(\hat{\pi}_{A,t}^2) + ct.$$

As we can see, the central bank has to choose the interest rate in order to minimise the variances (of the deviations from steady state) of the aggregate output gap, of the relative prices, of the real exchange rate and, of the inflation rates, both of the administered sector and of the free sector. Moreover, the utility of the monetary authority depends also on the covariances among those variables and among those variables and the exogenous shocks, captured by the term (ct).

Some remarks about the above obtained objective function are in order. Contrary to previous results in the literature, as presented by Woodford (2003), Aoki (2001), Amato and Laubach (2003), and Clarida et al. (2001) among others, the utility function (23) does not depend exclusively on a single

¹¹ For derivation details refer to Freitas (2005).

macroeconomic variable. The simplified utility function commonly found in the literature could be explained by the smaller set of relative prices usually considered. The former first three authors modelled a closed economy, such that domestic consumption equals domestic production for each sector, hence allowing for major algebraic simplifications. On the other side, Clarida et al. (2001) uses an open economy but with only one domestic good, which also simplifies the derivation of the objective function for the central bank. Moreover, such simplification frequently leads to the conclusion that the optimal policy should be based on the stabilisation of only one variable, usually a core inflation measure. In section 6 below we will show that the central bank should not attempt to stabilise the price level neither the output gap. Our results derive from a different modelling approach, based on the following two assumptions:

- The imported goods in our model economy are production inputs and not final consumption goods as in Clarida et al. Hence, the optimal monetary policy does not imply the stabilisation of the price level, due to the fact that, herein, the production cost depends partly on the exchange rate.
- As suggested by Mankiw and Reis (2003), the central bank's loss function can be expressed as a function only of the output gap, as measured by the difference between the aggregate output and natural output, due to the assumption that the technology available is the same for both sectors of the model economy. In other words, if the technology differs between the sectors, then the natural interest rate would not be the same across them. Hence, the monetary authority would not be able to use the interest rate as an effective monetary policy tool.

2.6. Exchange rate determination

We assume uncovered interest parity (UIP)¹² holds for the determination of the exchange rate in our model economy, that is:

¹² Simulations based on the Purchasing Power Parity hypothesis were

$$(24) \quad \hat{e}_t = E_t \hat{e}_{t+1} + \hat{i}_t^* - \hat{i}_t + \varepsilon_t^q,$$

where e denotes the nominal exchange rate; i^* the international interest rate and i the domestic interest rate. Thus, in terms of the real exchange rate q , we can rewrite the above expression as follows.

$$(25) \quad \hat{q}_t = E_t \hat{q}_{t+1} + E_t (\hat{i}_t^* - \hat{\pi}_{t+1}^*) - E_t (\hat{i}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \varepsilon_t^q.$$

Therefore, the higher the difference between external and domestic interest rates, the higher the expected devaluation of the real exchange rate.

With the above modelling assumption at hand, we can now define a corresponding recursive general equilibrium concept that will be numerically solved for.

2.7. Definition of recursive general equilibrium (RGE)

The RGE of the above model economy consists of the following set of sequences.

$$S = \{P_t, X_t, P_{L,t}, P_{A,t}, C_{A,t}, C_{F,t}, C_t(z), C_t, Y_{A,t} Y_{F,t}, y_t(z), \\ Y_t, R_{t,t+1}, e_t, M_{F,t}, M_{A,t}, M_t, C_{W,t}, w_t\}_{t=0}^\infty$$

Such that given:

- the exogenous (orthogonal) stochastic processes generating shocks to the demand function; to the total factor productivity of the non-administered sector; to the total factor productivity of the administered sector; to the international interest rate; to the exchange rate; to the administered prices and to the domestic interest rate, i.e.

$$\left\{ \hat{B}_t, \hat{A}_{F,t}, \hat{A}_{A,t}, \hat{Y}_{W,t}, \hat{i}_t^*, \varepsilon_t^q, \varepsilon_t^{adm}, \varepsilon_t^S \right\}_{t=0}^\infty \text{ respectively;}$$

- the primitive preference, technology and stochastic processes' parametres of the model economy:¹³ $\sigma, \delta, \xi, \omega, \alpha, \alpha_L,$

also performed. In general, the qualitative results were not modified, but with this alternative assumption the fitting to data worsen.

¹³ The parametres ρ_i and σ_i refer to the persistence parametre and the standard deviation of exogenous shocks, all of them assumed to be generated by stationary AR(1) processes.

$\alpha_A, \phi, \psi, \theta_F, \beta, \rho_F, \sigma_F, \rho_A, \sigma_A, \rho_B, \sigma_B, \rho_{YW}, \sigma_{YW}, \rho_q, \sigma_q, \rho_S, \sigma_S, \rho_{adm}, \sigma_{adm}, \rho_i^*, \sigma_i^*$; and,

- initial conditions, the above set of sequences S satisfies the following optimality conditions, so that the elements of S are solution respectively to:
 - i*) the consumer's maximisation problem;
 - ii*) the profit maximisation problem of the free sector;
 - iii*) the central bank's loss minimisation problem and is such that;
 - iv*) the inflation dynamics of the administered sector follows the motion depicted in (19);
 - v*) the exchange rate is determined according to the UIP assumption (24);
 - vi*) all markets clear at every period; and
 - vii*) individual optimal decisions are consistent with aggregate (per capita) equilibrium conditions.

3. Calibration of the model economy

We take into consideration the following sources for calibrating the model economy: *i*) Brazilian macroeconomic data; *ii*) theoretical restrictions derived from the model's Euler equations; *iii*) estimation results available in the literature; and *iv*) our own econometric estimation results.¹⁴ Table A1 in the Appendix summarises the adopted parameter values as well as the respective sources.

From the first source above we used the labour share in aggregate income, the intertemporal discount factor and the share of the administered sector in the Consumer Price Index (CPI). The administered sectors herein considered are water and sewer, gas, electricity, public transportation, gasoline, alcohol and telecommunication. From 1999 to 2004, the share of these items in the CPI was 20% on average. It is important, however, to observe that they constitute a subset of the items regarded as administered by the Brazilian Central Bank.¹⁵ According to their definition this share would account for 30% of the CPI, but we use this subset due to the limited availability of data on labour share, imports and value added, which are necessary to calibrate other parameters as those related to the total factor productivity of the respective sector.

The theoretical restrictions were used to parametrise the employment level and the total factor productivity of both administered and free sectors. For the non-administered free sector, the corresponding values were normalised to one. Remember that the relative –not the absolute– sizes of the considered sectors are relevant for the dynamics of our model, hence we were able to proceed with this normalisation.

The parametrisation of the various elasticity measures is based on the existing literature. In particular the values related to: the degree of rigidity in the economy or the proportion of firms able to adjust prices every period; the elasticity of

¹⁴ For detailed description refer to Freitas (2005).

¹⁵ See Figueiredo e Ferreira (2002).

substitution between differentiated goods; the export elasticity to the real exchange rate; the (inverse of) intertemporal elasticity of substitution; and to the (inverse of) the labour elasticity.

Finally, the remaining parametres regarding the degree of persistence and the variance of the exogenous shocks were econometrically estimated as AR(1) processes. We also estimated the parametres of the price determination equation of the administered sector.

Table A2 in the Appendix shows in turn the sensitivity analysis results of the adopted parametrisation. From now on the basic parametrisation is referred as to the benchmark parametrisation. The first three lines of this table indicates the standard deviation of the artificial series generated from the benchmark case as well as the upper and lower limits of the 95% confidence interval.¹⁶ Along the following lines, each considered parametre value is altered, *ceteris paribus*.

The sensitivity analysis shows that the model is robust for a rather wide range of parametre values and that the derived standard deviation is very close to the one found for the benchmark economy.

3.1. Reduced form equations

In order to fully characterise the benchmark economy in its reduced form, we next introduce the set of reduced form equations of our model economy, namely the ones related to the monetary authority's utility function, the Phillips curve for the non-administered sector, the price determination equation for the administered sector and the aggregated demand function.

Taking into account the above parametrisation of the benchmark economy, the utility function of the monetary authority can be expressed as:

$$E(W_t) = 1.54E(\hat{Y}_t^2) + 0.17E(\hat{x}_{A,t-1}^2) + 0.01E(\hat{q}_t^2) + 0.95E(\hat{\pi}_{F,t}^2) + 0.11E(\hat{\pi}_{A,t}^2) + ct,$$

where ct represents all cross terms.

¹⁶ For each simulation 500 exogenous shocks were generated. For the computation of the standard deviation the first 50 observations were dropped out.

We observe that the utility function attributes a relatively high weight to the (expected) variance of the output and of the inflation rate of the free sector. This result is rather intuitive, for the former is associated to the variance of consumption and of labour, which are arguments of the original utility function. The latter, in turn, could be associated to the share of administered prices in the CPI and its inertial pricing determination process.¹⁷ Controlling the free sector inflation rate, therefore minimising the variation of relative prices, the central bank is indirectly able to control the inflation rate of the administered sector.

The Phillips curve for the non-administered sector is given by the following expression.

$$\hat{\pi}_{F,t} = 1.15(\hat{Y}_{F,t} - \hat{Y}_{F,t}^N) + 0.985E_t\hat{\pi}_{F,t+1} + 0.17\hat{x}_{F,t} + 0.01\hat{q}_t .$$

Thus, the highest coefficient is associated to the difference between the output gap and natural rate of output. Recall that the output gap is measured by the difference between current output and the steady state output, while the natural rate of output is the difference between the non-inflationary output and the steady state one. Moreover, the coefficient related to the real exchange rate has a positive sign but of small magnitude.

The corresponding reduced form for the administered sector price formation equation is equivalent to its structural form, that is,

$$\hat{\pi}_{A,t} = 0.80(0.90\hat{\pi}_{t-1} + 0.10\Delta\hat{e}_{t-1}) - 0.20\hat{x}_{A,t-1} + \varepsilon_t^{adm} .$$

Finally, the aggregate demand reduced form equation or IS equation is given by:

$$\hat{Y}_t = E_t\hat{Y}_{t+1} - 0.37[E_t\hat{R}_{t,t+1} - E_t\hat{\pi}_{t+1} - \hat{B}_t] - 0.14(E_t\hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t) + 0.03\hat{Y}_{W,t} .$$

With this parametrisation of our model economy we proceed to numerically solve for the RGE defined in section 2.7. The algorithm implemented in our computation is based on

¹⁷ If the relative weight of administered items goes up from 20% to 70%, the coefficient associated with the variance of the free sector inflation rate in the central bank's utility function drops to 0.61 and the one associated with the inflation of the administered sector increases to 0.55.

Soderlind (1999), who suggests a generalisation of the Schur decomposition to deal with the unstable roots associated to the forward looking variables of the model economy.¹⁸ This computation allows us to derive the artificially generated series, which are presented and analysed along the next section.

¹⁸The MatLab code is available upon request to the authors.

4. Main simulation results

This section presents the main results obtained from our numerical simulation. First, we compare the standard deviation derived from the data with the one generated from our model economy for selected main variables. The simulations show that the artificial economy is able to fairly well mimic the empirically observed volatilities. Second, we analyse the impulse-responses of selected variables to exogenous nominal shocks and to productivity shocks also in terms of their percentage deviation from the respective steady state values. The evaluation of the impulse-responses indicates the importance of introducing the administered sector into the model economy, which allows us to derive a particular relative price adjustment process. Finally, we compute the utility level associated to the achievement of the above theoretical micro-founded utility function, so-called the central planer utility level (U_{CP}). Then, we compare it to the one derived from an alternative utility function specification, (U_{CB}), in which a monetary authority is only concerned with the minimisation of the inflation variance. The obtained results are consistent with the observed practice of inflation targeting regimes which take an headline price index (as opposed to a core price index) as the target.

4.1. Standard deviation evaluation of the benchmark economy

This section presents the simulation results, comparing the empirically observed series with the artificially generated ones in terms of their volatility. We focused our analysis into the inflation rates of the free sector and of the administered sector, the real exchange rate, the nominal interest rate and the output gap. The data for the latter is extracted from a linear trend of the natural logarithm of quarterly Brazilian GDP at market prices, computed by the IBGE,¹⁹ for the period

¹⁹ Brazilian Institute of Geography and Statistics.

1994:3 to 2004:2. All series are taken as deviations (in logarithms) from the respective sample mean value. Table 1 below summarises the obtained results.

TABLE 1. STANDARD DEVIATIONS OF OBSERVED AND ARTIFICIAL SERIES

<i>Period</i>	<i>Standard Deviation</i>				
	<i>Adm-Sector Inflation Rate</i>	<i>Real Exchange Rate</i>	<i>Output Gap</i>	<i>Free-Sector Inflation Rate</i>	<i>Nominal Interest Rate</i>
Real Economy					
1994:3 – 2004:2	0.030	0.304	0.024	0.024	0.027
1999:1 – 2004:2	0.026	0.150	0.017	0.013	0.010
Model Economy					
Benchmark	0.033	0.087	0.029	0.015	0.029
Productivity	0.005	0.054	0.027	0.004	0.019
Exchange Rate	0.008	0.048	0.002	0.005	0.014
Adm-Prices	0.030	0.008	0.004	0.011	0.010
Nom. Int. Rate	0.003	0.006	0.003	0.003	0.008
Ext. Int. Rate	0.008	0.048	0.000	0.008	0.009

The first two lines of the above table present the standard deviation of the observed series from the real economy for two different sample periods. The first one begins with the implementation of the Real Plan (1994:3), and the second period starts with the floating exchange rate regime (1999:1). The standard deviations of the artificial series on real exchange rate and on administered sector inflation rate are compared to the corresponding statistics for the second sample period. This choice reflects the alteration of the prevailing exchange rate regime and also the privatisation programme undertaken in the country, which made the administered pricing dynamics more predictable. On the other side, the comparison of the artificial series corresponding to the free sector inflation rate, the output gap and the short term nominal interest rate are based on the first sample period beginning with the Real Plan.²⁰ Obviously, based on the Lucas' critique, the implementation of the inflation targeting regime in 1999 must have affected the behaviour of volatilities. Nonetheless, based on the arguments of the statistical

²⁰ We also compared the correlation coefficient of the artificial economy's with the empirically observed variables. The results were also satisfactory.

advantage of using a larger sample and the parametrisation procedure adopted above, we kept the analysis using the first sample period.

As shown in the previous table, artificially derived and observed standard deviations are very close to each other. Only for the real exchange rate, the artificially generated series shows a much smaller volatility than the data. One plausible explanation can be the sample period used in the simulation: the exchange rate shock was modelled by means of the residual of a VAR model, estimated from a sample period which includes the Real Plan with a remarkable policy driving low volatility of the nominal exchange rate from 1994:3 to 1999:1.

The last five lines report the results obtained taking into consideration one type of exogenous shock at a time. We can conclude that the volatility of the administered sector inflation rate can be mostly explained by the shock to the related pricing rule. Moreover, we can observe that this shock has also a strong impact on the volatilities of both the free sector inflation rate and the nominal interest rate. Hence, it is apparent that the existence of administered prices in an economy generates a new challenge for the conduction of the monetary policy, in particular for the inflation targeting regime.

Furthermore, in line with the findings of early Real Business Cycle literature, we can observe that the volatility of the output gap can be mostly explained by the productivity shock of the free non-administered sector.²¹ However, the results depend on the adopted parametrisation. In particular, on the weight given to the non-administered sector in the CPI captured by the parametre δ . For instance, if we take $\delta=20\%$, instead of 80% as in the benchmark case, the exogenous shocks to the exchange rate, to the demand or to the foreign interest rate become more relevant for explaining the volatility of the output gap.

We can also infer that the second moment of the exchange rate series derived from our model economy can be concurrently explained by the different considered shocks, namely

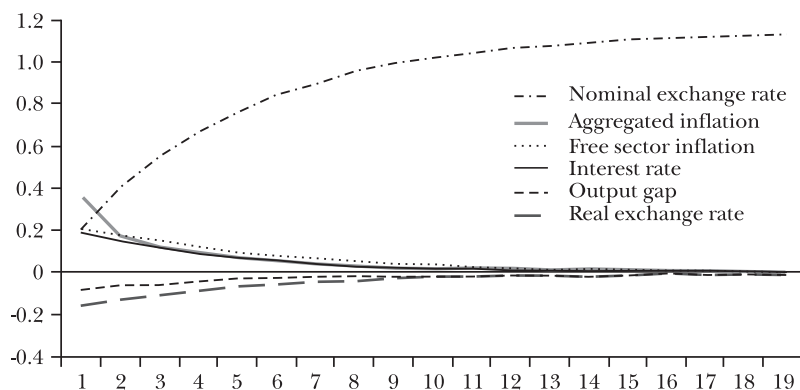
²¹ This result does not mean that the monetary policy is innocuous because they are derived from the optimal response of the monetary policy to those exogenous shocks.

the ones to the free sector productivity, to the exchange rate and to the external interest rate. Also these exogenous shocks are the ones relevant to explain the volatility of the interest rate.²²

4.2. Impulse-responses to exogenous shocks

This section describes the impulse-responses of key variables, namely the inflation rates of free and aggregate prices, the output gap, the interest rate and the nominal and real exchange rates, to exogenous shocks to administered prices and to productivity.²³ The respective values are in terms of percentage deviation from their respective steady state values. Moreover, from the stationary property of our model, the real exchange rate always returns to its long run equilibrium value. Hence, since we are assuming that foreign prices are constant, the nominal exchange rate in the long run can be interpreted as an accumulated variation of the price level, since the variation of the nominal exchange rate has to reflect the variation of the aggregate price index to attain the long run equilibrium real exchange rate.

GRAPH 1. IMPULSE-RESPONSES TO A SHOCK ON ADMINISTERED PRICES



²² Simulations considering shocks to demand, foreign income and administered sector's productivity indicate that they contribute only marginally to the volatilities of the above considered variables.

²³ Impulse-responses to shocks to foreign as well as to domestic demand, interest rate and exchange rate were also computed. They all presented very intuitive dynamics and are available from the authors under request.

4.2.1. Impulse-response to a shock to administered prices

The following graph 1 depicts the impulse-responses of the free sector inflation rate, the aggregate inflation, the output gap, the nominal and real exchange rate and the interest rate to exogenous shocks to administered prices.

In this case, we can infer the monetary policy effect of increasing the nominal interest rate in order to partially off-set the inflationary pressure. Given a shock of one percentage point (pp) on administered prices, the adaptive behaviour of the central bank leads to an aggregate inflation of about 0.2 pp. Hence, there is a strong movement in relative prices. The administered goods become more expensive and consequently its demand falls and, in turn, the equilibrium condition requires the reduction of the output of this sector. On the other hand, even with an increase of the real interest rate of approximately 0.03 pp, demand and, hence, output in the free prices sector increase due to the fall in its relative price. Thus, the aggregate output gap falls about 8%, resulting from a reduction of 70%²⁴ in the output gap of the administered sector and an increase of 5% in the output gap of the free sector.

This shock has also a significant impact on the new equilibrium price level of about 1.1 times the magnitude of the original shock. Besides this direct impact on the aggregate inflation rate, the higher relative price of administered items induces a higher consumption of free goods, which completely offsets the depressing effect of a higher real interest rate on demand.

On the other side, the higher output gap of the free sector brought about by this relative price effect, induces a higher inflation rate in this sector, which in turn feeds the next period (higher) inflation rate of administered prices.

In period $t+2$, the monetary authority would again accommodate the above inflationary pressure, allowing for a new round of (higher) administered inflation rate in $t+3$, and so forth. Therefore, even though the shock to administered prices is not autocorrelated, the dynamic path of the free price

²⁴ The percentage values are approximations, since they are the difference in logarithms from the steady state values. Hence, the smaller the deviation the more accurate this approximation.

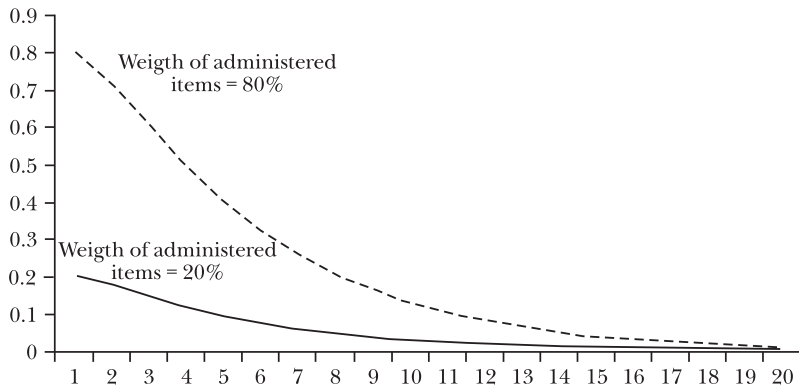
inflation rate becomes much more persistent than those observed for other low autocorrelated shocks.

The weaker the adjustment mechanism of administered prices to the long-run equilibrium relative prices –which in our model is normalised to one–, the stronger the final impact on the price level. According to the parametrisation adopted above, our simulation shows that 20% of the previous period observed deviation of relative prices is corrected along the readjustment process of administered prices in our model economy. If, for instance, we take instead a correction factor of 5%, the long run equilibrium price level reaches approximately 5 times the value of the initial shock.

From a normative point of view, the above simulation results suggest that the monetary authority should not keep the aggregate inflation close to zero by means of a deflation in the free sector in order to neutralise the inflationary pressure of administered prices. This policy could even be economically unfeasible, for the deflation of free prices could lead to a higher demand and a lower supply in this sector, hence, generating disequilibrium in the goods market.

Finally, we can observe that the higher the weight of administered items into the economy, the higher is the free sector inflation rate. In order to illustrate this point, graph 2 below compares the reaction of the free sector inflation rate to a shock in administered prices for two economies. For the first one we consider a weight of administered items in the CPI of 20%, depicted by a solid line and, for the second case we

GRAPH 2. RESPONSES OF THE FREE SECTOR INFLATION RATE TO A SHOCK ON ADMINISTERED PRICES WITH DIFFERENT WEIGHTS IN GPI

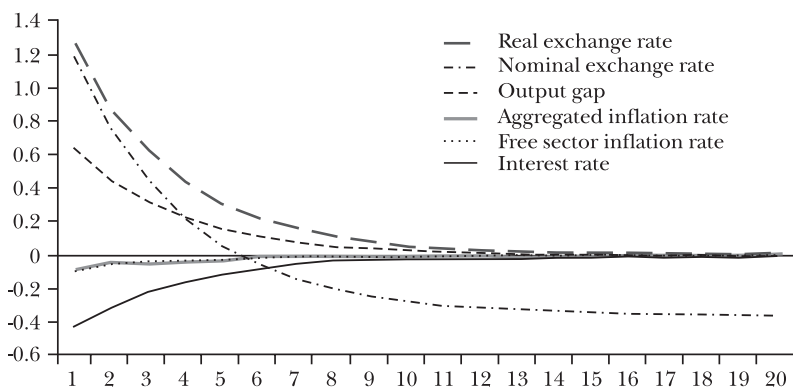


increase this weight to 80% with responses depicted in dashed lines. As it can be seen, the higher the weight of administered items in the CPI, the higher the free sector inflation rate allowed by the central bank in order to smooth the relative price changes. Thus, this accommodating policy avoids a sharper decline in aggregate output.

4.2.2. Impulse-responses to a productivity shock in the free sector

The simulation results in this case are quite intuitive as can be seen in graph 3 below. Our objective is to contrast these results with the less intuitive ones obtained in the case of a productivity shock to the administered sector.

GRAPH 3. IMPULSE-RESPONSES TO A PRODUCTIVITY SHOCK ON THE FREE SECTOR



As expected, in this case, the interest rate falls contemporaneously to the realisation of the shock, stimulating a higher output gap and, thus, internalising the productivity gains of the free sector. We can also see that a productivity shock in the free sector leads to a deflation in this sector, even though there is a fall in the interest rate and an increase in output. Moreover, this deflationary impact through the productivity gain is attenuated due to the exchange rate devaluation brought about by a lower real interest rate. In our model economy where the UIP holds, the deflation of free prices reaches 10% in $t = 1$ and, in the long run, the price level settles to a lower level than the original one.

4.2.3. Impulse-responses to a productivity shock in the administered sector

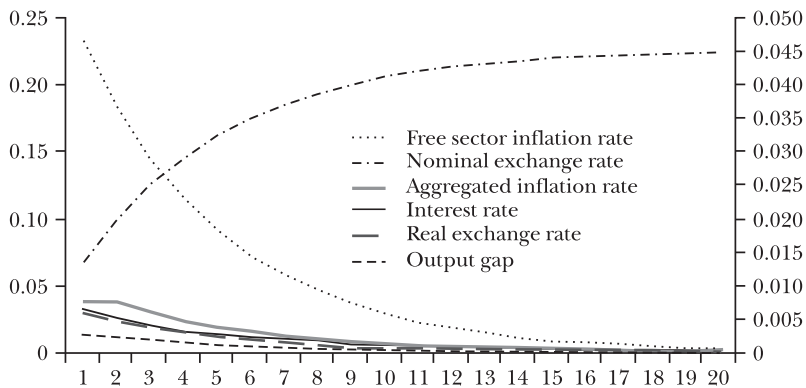
As expected, the productivity gain brought about by this shock leads to an increase in the output gap. Nevertheless, contrary to the results obtained above from a productivity shock in the free sector, this productivity gain leads to an inflationary pressure, due to the pricing equation assumed for this sector in our model economy.

Graph 4 below depicts the impulse-responses associated to this exogenous shock. As expected, this shock stimulates more strongly the production in the administered sector. We can observe that in $t=1$ the output gap of this sector increases 5.1%. On the other side, the lower interest rate leads to a higher production in the free sector, which increases about 0.8%.

In order to attain a higher output in the administered sector than in the free sector, the market equilibrium condition requires the increase in the consumption of the former to be stronger than the increase in the consumption of the latter. Hence, it is necessary to have a lower relative price of administered goods. Nevertheless, without any exogenous shock that can directly affect its price, administered prices can only increase through inflation or exchange rate devaluation in the previous period, which is not the case in $t=1$. Thus, the reduction of the relative price of administered goods is only possible through an inflationary pressure of the free sector.

This inflationary pressure in turn leads the central bank to

GRAPH 4. IMPULSE-RESPONSES TO A PRODUCTIVITY SHOCK ON THE ADMINISTERED SECTOR



increase the nominal interest rate, but less than the expected inflation. For by means of a (policy driven) lower real interest rate, the economy can attain a higher output gap brought about by the productivity gain.

4.3. Evaluation of alternative utility functions

The aim of this section is to discuss the type of price index that the monetary authority should adopt as the policy target, based on a social welfare point of view.

The objective function of the central bank was derived from the economy's micro-foundations. Its arguments included the second moments of the output gap, the inflation rate, the exchange rate and the relative prices, along with the covariances among these variables and among them and the exogenous shocks included in the model economy.

Nevertheless, in an inflation targeting regime, the monetary authority receives the incumbency of guaranteeing that the inflation rate could converge to a determined targeted level. Hence, their real objective function could potentially differ from the previous one theoretically derived.

The international experience has shown that there is not a single case in which the board of directors of a central bank is forced to attain a given inflation rate target regardless of the associated social costs. There are, in fact, institutional arrangements that allows them some flexibility, for example: the definition of a band or interval within which the inflation rate is tolerated; establishment of escape clauses, i.e., a list of predefined shocks that exempts the central bank from the obligation of reaching the target; and, as in the Brazilian case, the possibility for the Governor of the central bank to issue a so-called Open Letter to the Ministry of Finance explaining the reasons for failing to attain the targeted inflation. These resources are important in order to allow central banks to pursue a monetary policy as close as possible to the optimal one. Still, even in the context of more flexible institutional arrangements, central banks do have to be especially concerned about inflation, particularly when their credibility is weak.

Along this line of argument, naturally arises the (theoretical) question of the social impact of having a monetary authority

with an objective function which differs from the one obtained in section 2.5, namely one whose only argument is the variance of the inflation rate. To this end, we perform a simulation in which we assumed the central bank chooses the short run nominal interest rate in order to minimise the variance of the inflation rate around the targeted level.

This exercise in turn generates several sequences of the key macroeconomic variables. Then, their corresponding second moments can be imputed back into the original benchmark objective function derived in section 2.5. We denote this utility level as U_{CB} , where CB stands for central bank. Therefore, U_{CB} is the welfare achieved when monetary policy is conducted in order to maximise the utility of the central bank, i.e., the one whose only argument is the variance of inflation.

Using the same exogenous shock sequences, we compute in turn the solution associated to the original optimisation problem. The second moments associated to the sequences generated in this case allow us to compute the utility which is denoted by U_{CP} , named after the utility the economy would achieve in the presence of a central planner.

Observe that both measures are expressed in utility units. Thus, the difference ($U_{CP} - U_{CB}$), which is a measure of the utility loss for adopting the alternative objective function, is sensitive to linear transformations of the objective function.

Nevertheless, we can compute the associated percentage loss, i.e. ($U_{CB}/U_{CP} - 1$), and also the statistical discrepancy between the two measures. But, this percentage loss measure has also to be taken cautiously. First, it is related to the percentage loss associated to the monetary policy action and it does not reflect the total utility loss. Following the suggestions of the available literature, we neglected the terms which do not depend on the monetary policy (TIPM), as those related to the second moments of the exogenous shocks.²⁵ Second, this measure is sensitive to linear transformations of the utility function. In particular, we would get the same set of solutions solving the maximisation problem using the return

²⁵ In order to derive the percentage loss in terms of the aggregated utility level we would need to sum up the TIPM to the obtained utility measure, which in turn would alter the percentage loss measure, except when TIPM=0.

function $F_1 = U(.)$ or $F_2 = U(.) + K$, where K denotes an arbitrary constant. But the percentage loss associated to the latter is given by $L\% = (U_{CB} - U_{CP}) / (U(.)_{CP} + K)$. Hence, if the arbitrary constant approaches $-U_{CP}$, the percentage loss would tend to infinity.

On the other hand, regarding the statistical difference between U_{CB} and U_{CP} , we conducted a conventional statistical test. First, a distribution of the utility derived from U_{CP} was generated.²⁶ Then, we computed the utility level using the alternative objective function and located this utility level in the U_{CP} distribution. From this information and using a pre-determined level of statistical significance we tested $H_0: U_{CB} = U_{CP}$ against $H_1: U_{CB} < U_{CP}$.

It is still necessary to define which inflation index the central bank will target, the headline index or a core one. The computation of the alternative utility level $-U_{CB}$ was undertaken for different inflation indexes. These indexes were in turn calculated based on linear combination of inflations in the free sector and in the administered price sector, with weights ranging from 0% to 100%, with a 10% increment. Thus, eleven price indexes were used to compute U_{CB} , and for each one we could quantitatively assess two measures of welfare-loss. The first one is the difference between U_{CB} for the corresponding price index and U_{CP} . The second loss is obtained by comparing the welfare associated with the price index that leads to maximum U_{CB} . Table 2 below shows the two measures of welfare loss associated with each price index when the economy is hit by all shocks and the associated losses when the economy is hit by a specific shock.

The first column of the table above shows the first measure of welfare loss, i.e., the percentage loss associated to the adoption of the alternative utility function with respect to the theoretically correct specification. Therefore, if the central bank cares solely on the volatility of the inflation rate, using a price index with 20% of administered prices; there is an 18% loss, which is not statistically different from zero. Thus, from the statistical point of view, the economy we are analysing does

²⁶ This distribution was generated from 500 series for each shock, each one with 500 observations. The computations of the second moments were performed using the values starting from the 50th realisation.

TABLE 2. PERCENTAGE LOSS IN UTILITY BY ALTERNATIVE PRICE INDEX AND EXOGENOUS SHOCK

<i>Weight of Adminis- tered Prices into GPI</i>	<i>Benchmark Objective Function</i>	<i>Maximizing Price Index</i>	<i>Exogenous Shocks</i>			
			<i>Productivity Free Sector</i>	<i>Exchange Rate^a</i>	<i>Adminis- tered Prices^a</i>	<i>Interest Rate</i>
0.0	17.5	0.11	0.44	0.00	14.59	0.00
0.1	17.5	0.00	0.24	23.04	11.15	0.69
0.2	18.1	0.71	0.09	48.69	8.15	0.69
0.3	19.3	2.22	0.01	76.96	5.59	1.38
0.4	21.2	4.54	0.00	107.85	3.52	2.07
0.5	23.9	7.71	0.07	141.62	1.91	2.76
0.6	27.1	11.72	0.22	177.75	0.79	2.76
0.7	31.2	16.61	0.44	216.75	0.13	3.45
0.8	35.9	22.33	0.75	258.38	0.00	4.14
0.9	41.4 ^b	28.99 ^b	1.16	302.36	0.36	4.83
1.0	47.6 ^b	36.51 ^b	1.66	349.21	1.23	5.52

^a All elements in the column are statistically significant at 5%. ^b Statistically significant at 10%.

not have any welfare loss if the monetary authority takes into consideration only the variance of the inflation rate, instead of trying to maximise the social utility function derived in section 2.5. Observe that this result holds for the whole range of price indexes, but for those indexes with a weight of administered items above 90%.

The percentage loss measures of the second column were normalised with respect to the price index that maximises the alternative utility function, which is the one with a weight of administered prices of 10%. Hence, from a social welfare point of view, our simulation results do not support the adoption of a core inflation index which excludes the administered items. Moreover, the adoption of the headline index as the target is associated to a mild loss of 0.7% with respect to the adoption of the welfare maximizing index, and to a loss of 0.6% with respect to the adoption of an ex-administered price goods core index.

The last four columns of the table 2 show in turn the percentage loss normalised with respect to the welfare maximising index assuming that only one exogenous shock hits the model economy at a time. We can infer that the choice of

the price index that maximises U_{CB} depends on the considered shock. For instance, if the central bank believes that the shocks to the exchange rate are the relevant ones, there is a positive argument supporting the use of a core inflation index as the target, for the percentage loss associated to the use of the headline inflation index as the target reaches 49%. On the other side, in case the shocks to the administered prices are the relevant ones, the targeted inflation index should attribute a higher weight –of 80%– to the administered items, instead of the weight of 20% observed in the real economy. In this case the utilisation of a core inflation index would lead to a loss of approximately $14.6\% - 8.2\% = 6\%$.

Therefore, the results obtained are consistent with the common observe practice of adopting an headline price index as the target,²⁷ for the welfare loss associated with its utilisation appears to be low and not statistically significant.²⁸

Nevertheless, even assuming $U_{CB} = U_{CP}$, the associated expected loss of 18.5% associated to the utilisation of the headline CPI as the target is relatively high. Thus, this result is differs from the one presented by Aoki (2001), King and Wolman (1999) and Woodford (2003), who suggest that the central bank should minimise only the variance of a determined price index. Once again, this discrepancy could be a result of the particular set up adopted for our model economy with two distinct productive sectors and imported production inputs.

²⁷ See Schmidt-Hebel and Tapia (2002) and also Ferreira and Petrassi (2002).

²⁸ Observe that our model does not consider either the cost in terms of transparency and credibility associated to the use of a core index by the monetary authority.

5. Conclusion

The present study aimed to quantitatively evaluate the inclusion of administered prices for the conduct of the monetary policy, in particular for an inflation targeting regime. To this end, we suggest a (short run) recursive general equilibrium model for a small open economy.

In spite of the inherent limitations of any artificial economy and the problems associated to the quality of the available Brazilian time series data, the model generated sequences of the main macroeconomic variables, namely the output gap, the inflation rates of free and administered prices, the real exchange rate and the nominal interest rate, with corresponding second moments very close to the ones observed in the data.

We have seen that the response of the free price inflation rate to the exogenous shocks depends on the degree of accommodation desired by the monetary authority. Generally speaking, we observe that the central bank would optimally accommodate the shocks not only in the short run, but should also allow permanent price level changes in the long run. Thus, the central bank should not stabilise the free sector prices, contrary to the suggestions given by Clarida, Gali and Gertler (1999) for a demand shock, King and Wolman (1999) for a productivity shock, Woodford (2003) and Aoki (2001) for both demand and supply shocks. The reason behind this result lies on the characterisation of our model economy, using two sectors with different technologies. Intuitively speaking, if both sectors were technologically equal, the central bank could set the nominal interest rate to the natural level, such that the resulting inflation rate would be zero. Otherwise, when the sectors are different, the changes in the respective potential output also differ as well as the natural interest rate. Since the monetary authority controls only one interest rate, the fine tuning of the interest rate in order to equalise the interest the natural rate in both sectors becomes more difficult.

Furthermore, the rigidity of the administered pricing rule is important to explain the free prices inflation rate response to shocks to the productivity and to the prices of the administered sector. One would expect that positive productivity shocks would be deflationary for the affected sector. Nevertheless, due to the rigidity of administered prices, the corresponding relative price adjustment is undertaken through inflationary responses in the free sector.

On the other hand, the impulse-responses resulting from an exogenous shock to administered prices show that the monetary authority should conduct its policy allowing for some inflationary pressure in the free sector. The higher the weight of administered items into the consumption bundle, the higher must be this accommodation, in order to partially neutralise the relative price changes caused by the shock.

Therefore, our results allow us to get more insights than the obtained ones from a one sector model. For the higher expected inflation could be achieved through a higher inflation rate of administered prices and deflation or price stability in the free sector, or with inflation for both sectors.

Welfare simulation results did not support the adoption of a core inflation index that excludes administered prices as the monetary policy target. Moreover, the price index that maximises social welfare depends on the type of shock the economy is facing. For instance, under a shock to administered prices, the utilisation of a headline consumer price index as monetary target would lead the model economy to a higher welfare, compared to the welfare achieved when an ex-administered price-goods core index is adopted as the target.

As any model economy, the one built up for the present study is a useful simplification of the reality. Futures extension of this research could incorporate an endogenous investment decision and capital formation such that we could analyse the long run behaviour of the economy. Another extension would be to introduce a government into the model, for the introduction of administered prices affect the optimal response of interest rates and, within a fiscal dominance framework, if the government is a highly debtor agent in the economy, those prices would indeed affect the optimal monetary response.

Finally, the present study did not considered issues on the

credibility of the inflation targeting regime. This question becomes a relevant problem in face of cost-push shocks, like shocks to productivity, to the exchange rate, to foreign interest rate and to administered prices. We have shown in the latter case, that the higher the weight of administered items, the higher the inflationary pressure. The optimal response of the central bank may turn up to be not so accommodative if such inflationary pressures can threaten the credibility of the inflation targeting regime.

Appendix

TABLE A.1. SUMMARY OF CALIBRATED PARAMETRES

<i>Parametre</i>	<i>Value</i>	<i>Source</i>
Parametrisation based on observed aggregated data		
δ (weight of free goods into the GPI)		GPI, IBGE
α_A (labour income share, administered sector)		National Account Statistics, IBGE
α_L (labour income share, free sector)		National Account Statistics, IBGE
β (intertemporal discount factor)	0.985	Historic data on real interest rate (Selic-GPI)
A_L (total factor productivity, free sector)	1	Normalised
A_A (total factor productivity, administered sector)	0.44	
N_A (employment level, administered sector)	0.54	
N_L (employment level, free sector)	1	Normalised
Parametrisation based on the available literature		
α (degree of rigidity)	0.25	Naish (1994)
ξ (elasticity of substitution differentiated goods)	4	Parrado (2004) and Gironni e Rebucci (2001)
θ_F (export elasticity to real exchange rate)	0.8	Faini et al. (1999)
σ (inverse of the intertemporal elasticity of substitution)	2.25	Araujo and Issler (2004)
ϕ (inverse of the elasticity of labour supply to the real wage)	0.5	Fernandes et al. (2004)
Estimated parametres		
Shock to external interest rate		
ρ_{r^*} (autoregressive coefficient)	0.9	
σ_{r^*} (standard deviation)	0.003	
Shock to external income		
ρ_{y^*} (autoregressive coefficient)	0.8	
σ_{y^*} (standard deviation)	0.004	
Shock to demand		
ρ_B (autoregressive coefficient)	0	Estimated
σ_B (standard deviation)	0.05	
Shock to interest rate		
ρ_i (autoregressive coefficient)	-0.35	
σ_i (standard deviation)	0.008	
Shock to exchange rate		
ρ_e (autoregressive coefficient)	0	

σ_ε (standard deviation)	0.06
Shock to administered prices	
ρ_a (autoregressive coefficient)	0
σ_a (standard deviation)	0.03
Productivity shock, free sector	
ρ_{AL} (autoregressive coefficient)	0.7
σ_{AL} (standard deviation)	0.03
Productivity shock, administered sector	
ρ_{AA} (autoregressive coefficient)	0.8
σ_{AA} (standard deviation)	0.04
Coefficients of administered prices determination rule	
ψ (adjustment coefficient of relative prices)	0.8
ω (adjustment coefficient of past inflation)	0.9

TABLE A.2. SENSITIVITY ANALYSIS OF STANDARD DEVIATIONS TO PARAMETRE VALUE VARIATION

<i>Parametre</i>	<i>Used Value</i>	<i>Used Value</i>	<i>Adm.</i>	<i>Standard Deviations</i>			
				<i>Exc. Rate</i>	<i>Gap</i>	<i>Free</i>	<i>Int. Rate</i>
Adopted Calibration			0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
Sup. Limit, 95% Conf. Int.			0.035	0.096	0.031	0.017	0.032
Inf. Limit, 95% Conf. Int.			0.031	0.078	0.025	0.013	0.026
σ	2.25	3.5	0.036	0.093	0.025	0.023	0.032
		0.6	0.032	0.082	0.049	0.011	0.019
		10	0.044	0.081	0.022	0.037	0.041
ϕ	2	0.5	0.034	0.092	0.029	0.017	0.020
		0.09	0.033	0.186	0.142	0.016	0.034
ρ_B	0	-0.9	0.033	0.088	0.028	0.016	0.032
		2	0.034	0.059	0.030	0.020	0.042
θ_F	0.8	0	0.034	0.097	0.022	0.018	0.030
		11	0.032	0.087	0.029	0.005	0.025
ξ	4	2	0.041	0.088	0.027	0.034	0.039
		0.08	0.032	0.100	0.030	0.002	0.020
α	0.25	0.15	0.036	0.082	0.027	0.026	0.035
		0.99	0.033	0.089	0.029	0.016	0.029
β	0.985	0.95	0.033	0.086	0.028	0.015	0.029
		0.95	0.038	0.088	0.030	0.025	0.035
ψ	0.8	0	0.038	0.087	0.028	0.012	0.027
		1	0.039	0.087	0.024	0.029	0.035
α_A	0.7	0.1	0.033	0.086	0.035	0.012	0.028
		0.95	0.032	0.099	0.031	0.005	0.024
α_L	0.85	0.4	0.033	0.052	0.032	0.006	0.050
		0.9	0.033	0.088	0.029	0.016	0.029
ρ_{AA}	0.8	0	0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
		0.9	0.034	0.112	0.045	0.017	0.027
ρ_{AL}	0.7	0	0.032	0.078	0.020	0.015	0.042
ρ_{π^*}	0.9	0	0.032	0.072	0.028	0.013	0.028

A study on administered prices and optimal monetary policy: the Brazilian case

δ	0.8	1	0.034	0.089	0.031	<i>0.007</i>	<i>0.025</i>
		0.20	0.052	0.099	0.025	0.056	0.042
ρ_{VF}	0.8	0.9	0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
		0	0.033	0.087	0.028	0.015	0.029
ρ_c	0	0.7	0.045	0.218	0.029	0.032	0.051
		-0.9	0.034	0.095	0.029	0.015	0.033
ρ_{adm}	0	0.9	0.072	0.096	0.036	0.059	0.065
		-0.9	0.053	0.087	0.028	<i>0.013</i>	0.030
ρ_i	-0.35	0.4	0.045	0.095	0.035	0.037	0.029
		-0.45	0.033	0.088	0.028	0.015	0.029
$\bar{\omega}_A$	0.9	1	0.032	0.089	0.029	0.016	0.029
		0	0.066	0.079	0.027	0.014	0.037

NOTE: Italicised numbers are those lying below the lower limit of the 95% confidence interval and the shadowed ones correspond to those above the upper limit.

References

- Amato, J., and T. Laubach (2003), “Rule of thumb behavior and monetary policy”, *European Economic Review*, vol. 47, n^o 5, pp. 791-831.
- Aoki, K. (2001), “Optimal monetary policy responses to relative price changes”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, n^o 1, pp. 55-80.
- Araujo, F., and J. V. Issler (2004), *Identificação do fator estocástico de descontos e algumas implicações sobre testes de modelos de consumo*, Banco Central do Brasil (Trabalhos para Discussão do, n^o 86).
- Calvo, G. (1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (1999), “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 1661-1707.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (2001), *Optimal monetary policy in closed versus open economies*, NBER (Working Paper, n^o 8604).
- Dixit, A., and J. Stiglitz (1977), “Monopolistic competition and optimum product diversity” *American Economic Review*, vol. 67, pp. 297-308.
- Faini, R., L. Pritchett, F. Clavijo, M. G. Dagenais, and P. A. Muet (eds.) (1992), *Import Demand in Developing Countries*, Chipman and Hall, London.
- Fernandes, R., Amaury P. Gremaud, and R. T. Narita (2004), *Estrutura tributária e formalização da economia: simulando diferentes alternativas para o Brasil*, Anais do XXVI Encontro Brasileiro de Econometria, João Pessoa, PB, Brasil.
- Ferreira, T., and M. Pettrassi (2002), *Regime de metas para a inflação: resenha sobre a experiência internacional*, Banco Central do Brasil (Notas Técnicas, n^o 30).
- Figueiredo, F., and T. Ferreira (2002), *Os preços administrados e a inflação no Brasil*, Banco Central do Brasil (Trabalhos para Discussão, n^o 59).

- Freitas, P. S. de (2005), *Preços Administrados e Política Monetária. PhD Dissertation*, Dept. of Economics, Universidade de Brasília.
- Ghioroni, F., and A. Rebucci (2001), *Monetary Rules for Emerging Market Economies*, Mimeo.
- King, R., and A. L. Wolman (1999), “What should the monetary authority do when prices are sticky?”, in J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 349-398.
- Mankiw, N. G., and R. Reis (2003), “What measure of inflation should a central bank target?”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, n^o 5, pp. 1058-1086.
- Minella, A., P. Freitas, I. Goldfajn, and M. Muinhos (2003), “Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, n^o 7, pp. 1015-1040.
- Naish, H. F. (1994), “On the infrequent adjustment of prices by firms”, *Economic Inquiry*, vol. 33, n^o 4, pp. 642-654.
- Parrado, E. (2004), *Inflation Targeting and Exchange Rate Rules in an Open Economy*, IMF (Working Paper, n^o 24).
- Rotemberg, J., and M. Woodford (1997), “An optimisation-based econometric framework for the evaluation of monetary policy”, in *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Massachusetts, pp. 297-346.
- Schmidt-Hebel, K., and M. Tapia (2002), *Monetary policy implementation and results in twenty inflation targeting countries*, Central Bank of Chile (Working Paper, n^o 166).
- Soderlind, P. (1999), “Solution and estimation of RE macro-models with optimal policy”, *European Economic Review*, vol. 43, n^o 4, pp. 813-823.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.

Índice

	<i>Pág.</i>
Presentación	<i>vii</i>
1. Introducción	1
2. El modelo de la economía	7
2.1. Los consumidores	9
2.2. Empresas del sector no administrado (libre)	13
2.3. El productor del sector administrado	17
2.4. Inflación agregada	18
2.5. El banco central	19
2.6. La determinación del tipo de cambio	21
2.7. Definición del equilibrio general recursivo (EGR)	22
3. Calibración del modelo de la economía	25
3.1. Ecuaciones de forma reducida	28
4. Principales resultados de la simulación	31
4.1. Evaluación de la desviación estándar de la economía de referencia	33
4.2. Respuestas a impulso ante choques exógenos	36
4.2.1. Respuestas a impulso ante un choque a los precios administrados	37
4.2.2. Respuestas a impulso ante un choque de productividad en el sector libre	39
4.2.3. Respuestas a impulso ante un choque de productividad en el sector administrado	40
4.3. Evaluación de funciones de utilidad alternativas	41
5. Conclusión	47
Apéndice	53
Referencias.....	59

Index

	<i>Page</i>
1. Introduction	69
2. The model economy	75
2.1. The consumers	77
2.2. Firms of the non-administered (free) sector	81
2.3. The producer of the administered sector	84
2.4. Aggregate inflation	86
2.5. The central bank	86
2.6. Exchange rate determination	88
2.7. Definition of recursive general equilibrium (RGE)	89
3. Calibration of the model economy	91
3.1. Reduced form equations	94
4. Main simulation results	97
4.1. Standard deviation evaluation of the benchmark economy	99
4.2. Impulse responses to exogenous shocks	102
4.2.1. Impulse-response to a shock to administered prices	103
4.2.2. Impulse-responses to a productivity shock in the free sector	105
4.2.3. Impulse-responses to a productivity shock in the administered sector	106
4.3. Evaluation of alternative utility functions	107
5. Conclusion	113
Appendix	119
References	125

Este libro se terminó de imprimir durante
noviembre del 2009, en los talleres de
Alejandro Duplancher, Av. Coyoacán
nº 1012-2, México, D. F., 03100.
300 ejemplares.

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

Estudios

ISBN: 978-607-7734-02-4



9 786077 734024